

Regensburger  
DISKUSSIONSBEITRÄGE  
zur Wirtschaftswissenschaft

**Ausmaß und reale Konsequenzen nach unten starrer  
Nominallöhne**

Eine Untersuchung für den deutschen Arbeitsmarkt

Barno Bläs

Februar 2006

Regensburger Diskussionsbeiträge Nr. 416

UNIVERSITÄT REGENSBURG  
Wirtschaftswissenschaftliche Fakultät

# **Ausmaß und reale Konsequenzen nach unten starrer Nominallöhne<sup>\*</sup>**

## **Eine Untersuchung für den deutschen Arbeitsmarkt<sup>\*\*</sup>**

Barno Bläs<sup>‡</sup>

Februar 2006

### **Zusammenfassung**

Dieser Beitrag analysiert die Existenz und das Ausmaß nach unten starrer Nominallöhne, sowie deren realwirtschaftliche Implikationen für den deutschen Arbeitsmarkt. Unter Verwendung von drei alternativen Modellvarianten für die proportionale Abwärtsnominallohnrigidität wurde auf Grundlage der IABS-Regionalstichprobe (1975-2001) nachgewiesen, dass das Ausmaß der Abwärtsnominallohnrigidität in Deutschland erheblich ist. Die realen Implikationen der nach unten starren Nominallöhne sind bei konstantem Rigiditätsgrad umso höher, je geringer die Inflationsrate ist. Für Inflationsraten unter zwei Prozent sind diese realen Effekte nicht mehr vernachlässigbar. Andererseits konnte im Rahmen dieses Beitrags nachgewiesen werden, dass das Ausmaß der Abwärtsnominallohnrigidität selbst vom inflationären Umfeld abhängt und in Jahren mit niedriger Inflation sinkt.

### **Abstract**

This paper examines the existence and the extent of downward nominal wage rigidity and its real implications on the German labour market. Using the regional file of the IABS-Regionalstichprobe (1975-2001) and applying three alternative models of proportional wage rigidity it was found that the extent of downward nominal wage rigidity in Germany is considerable. The real implications of the downward nominal wage rigidity - under a constant degree of rigidity - are the higher, the lower the inflation rate is. For inflation rates less than two percent the real implications are non-negligible. On the other hand it could be proven that the degree of the rigidity itself sinks during years of low inflation.

*Keywords:* Nominal Wage Rigidity; Equilibrium Unemployment; Phillips Curve; Lucas Critique, Germany.

*JEL-classification:* J30; E24; E31.

---

<sup>\*</sup> Die Arbeit entstand im Rahmen des von der Deutschen Forschungsgemeinschaft (DFG) geförderten Projekts MO523/41 "Flexibilität der Lohnstruktur, Ungleichheit und Beschäftigung - Eine vergleichende Mikrodatenuntersuchung für die USA und Deutschland" im DFG-Schwerpunkt 1169: Flexibilisierungspotenziale bei heterogenen Arbeitsmärkten.

<sup>\*\*</sup> Für hilfreiche Ratschläge und Kommentare zu dieser Arbeit danke ich Christoph Knoppik, Joachim Möller und Rolf Tschernig.

<sup>‡</sup> Barno Bläs, Lehrstuhl für Empirische Makroökonomie und Regionalökonomie, Universität Regensburg, D-93040 Regensburg, Tel.: +49 941 943 2741, E-Mail. barno.blaes@wiwi.uni-regensburg.de

# 1 Einleitung

Die Frage nach der optimalen Höhe der Inflationsrate beschäftigt schon seit Jahrzehnten viele Ökonomen. Die seit etwa einem Jahrzehnt in vielen Industrieländern beobachteten niedrigen Inflationsraten führten in den letzten Jahren zu einer neuen Diskussion. Einige Ökonomen befürchten, dass eine zu niedrige Inflationsrate bei der Existenz nach unten starrer Nominallöhne schädlich für den Arbeitsmarkt ist. Denn beim Vorliegen solcher Nominallohnrigiditäten kann eine zu niedrige Inflationsrate die nach adversen Nachfrageschocks erforderlichen Reallohnanpassungen verhindern und so möglicherweise zu einer höheren unfreiwilligen Arbeitslosigkeit führen. Bei einer etwas höheren Inflationsrate dagegen, können die Abwärtsnominallohnrigiditäten die erforderlichen Reallohnsenkungen nicht ganz verhindern, falls die Nominallöhne mit einer geringeren Rate wachsen als die Preise – ganz im Sinne der These von Tobin (1972), dass die Inflation ein Schmiermittel für die Räder des Arbeitsmarktes darstellt („inflation greases the wheels of the labor market“).

Folglich wenden sich immer mehr Wissenschaftler der Frage zu, ob und in welchem Ausmaß die Nominallöhne nicht gesenkt werden können. Denn diese Frage gibt Aufschluss darüber, ob die gegenwärtig in vielen Ländern beobachteten und im Rahmen der Preisstabilitätspolitik der Zentralbanken auch gezielt angestrebten niedrigen Inflationsraten mit höheren Beschäftigungskosten verbunden sind.

Eine der bedeutendsten Arbeiten zur Untersuchung der realen Konsequenzen von Abwärtsnominallohnrigiditäten und deren Implikationen für die Gestalt der langfristigen Phillips-Kurve stellt die Studie von Akerlof, Dickens und Perry (1996) dar. In ihrer Untersuchung stellen die Autoren fest, dass die langfristige inflationserwartungserweiterte Phillips-Kurve bei Vorliegen von Abwärtsnominallohnrigiditäten für zu niedrige Inflationsraten geneigt verläuft und nicht - wie von Monetaristen vertreten - vertikal ist. Die Simulations- und Schätzergebnisse dieser Studie widersprechen somit der gängigen Meinung, dass es auf lange Sicht keinen Zusammenhang zwischen Inflation und Arbeitslosigkeit gibt und bestätigten die Hypothese von Tobin.<sup>2</sup>

Die Überprüfung der makroökonomischen These dieser Ökonomen hat sich im Laufe des letzten Jahrzehnts zu einem breiten Forschungsgebiet entwickelt, in dessen Rahmen die Exis-

---

<sup>2</sup> Zu beachten ist allerdings, dass Akerlof u. a. (1996) bei ihren makroökonomischen Schätzungen von einem Rigiditätsgrad von 100 Prozent ausgingen, also von der Annahme, dass alle gewünschten Lohnkürzungen nicht durchgeführt werden können. Die von ihnen geschätzten starken realen Effekte sind zum Teil darauf zurückzuführen.

tenz, die Gründe, das Ausmaß und die realwirtschaftlichen Konsequenzen von Abwärtsnominallohnrigiditäten erforscht werden.<sup>3</sup>

Die durchgeführten empirischen Studien unterscheiden sich nicht nur durch die Art der zugrunde liegenden Datensätze, sondern auch hinsichtlich der verwendeten Analyseansätze. Dies erklärt die breite Variation der Ergebnisse in diesen Studien. Die meisten empirischen Untersuchungen basieren auf dem Skewness-Location-Ansatz von McLaughlin (1994), dem Histogramm-Location-Ansatz von Kahn (1997), dem Symmetry-Ansatz von Card und Hyslop (1997), dem Earnings-Function-Ansatz von Altonji und Devereux (2000), sowie deskriptiven Analysen.

Ziel der vorliegenden Arbeit ist die Untersuchung der Existenz und des Ausmaßes nach unten starrer Nominallöhne mit dem Earnings-Function-Ansatz (EFA) von Altonji und Devereux (2000) sowohl für West- als auch für Ost-Deutschland. Weiterhin werden im Rahmen dieses Beitrags auch die realen Konsequenzen der vorliegenden Abwärtsnominallohnstarrheit bei unterschiedlichen Inflationspolitiken für West-Deutschland analysiert. Die Untersuchungen basieren auf dem Regionalfile der IAB- Beschäftigtenstichprobe (IABS-R). Die IABS-R stellt zwei Prozent aller sozialversicherungspflichtigen Beschäftigten in Deutschland dar und umfasst einen Zeitraum von 1975 bis 2001.

Einer der Vorteile dieses Datensatzes liegt darin, dass er sowohl Jahre mit hoher als auch mit sehr niedriger Inflation enthält. Dadurch bietet die IABS-R eine einzigartige Möglichkeit der Überprüfung der Kritik von Gordon (1996), Mankiw (1996) und Hogan (1998). Diese Autoren weisen darauf hin, dass die Untersuchung von nach unten starren Nominallöhnen und deren realen Effekte in einer Welt mit hoher Inflation keine korrekten Schlüsse auf die Welt mit niedriger Inflation zulässt, weil die Nominallohnkürzungen in Niedriginflationen von den Arbeitnehmern nicht mehr als unfair empfunden werden und die Abwärtsnominallohnrigiditäten deshalb zumindest zum Teil verschwinden würden. Die Kritik dieser Autoren stellt insofern eine Variante der „Lucas Kritik“ dar, dass auch hier im Sinne von Lucas (1976) argumentiert wird, dass die Struktur eines makroökonomischen Modells nicht unverändert bleibt, falls sich die ökonomische Umwelt ändert, weil sich die optimalen Entscheidungsregeln der Wirtschaftssubjekte systematisch an die Veränderungen der ökonomischen Umwelt anpassen werden. Im Unterschied zu den vorliegenden Untersuchungen für Deutschland soll

---

<sup>3</sup> In der letzten Zeit werden immer häufiger auch Abwärtsreallohnstarrheiten berücksichtigt, die für die strukturelle Arbeitslosigkeit verantwortlich sind, um zu sehen, ob sich dadurch die Ergebnisse zu Nominallohnrigiditäten verändern würden. Im Rahmen dieser Untersuchung konzentriere ich mich aber (vorerst) ausschließlich auf Abwärtsnominallohnstarrheiten.

im Rahmen dieses Beitrags schließlich auch die Kritik dieser Autoren und somit die Abhängigkeit der Abwärtsnominallohnrigidität vom inflationären Umfeld direkt untersucht werden.<sup>4</sup>

Dieser Aufsatz ist folgendermaßen strukturiert: In Abschnitt 2 wird die Auswahl der Schätzmethode (EFA) begründet, indem konkret auf die Vor- und Nachteile des EFA gegenüber den anderen Methoden eingegangen wird. Abschnitt 3 stellt das Modell für die proportionale Abwärtsnominallohnrigidität mit alternativen Messfehlerspezifikationen dar. Abschnitt 4 beschreibt die Datenselektion. Die Abschnitte 5 und 6 präsentieren die Schätzergebnisse zum Ausmaß der nach unten starren Nominallöhne, sowie der sich daraus ergebenden makroökonomischen Konsequenzen. Abschnitt 7 beschäftigt sich mit der Überprüfung einer Variante der „Lucas Kritik“. In Abschnitt 8 werden abschließend die präsentierten Ergebnisse bewertet.

## 2 Auswahl der Analysemethode

Alle verwendeten Analyseansätze zur Untersuchung der Abwärtsnominallohnrigiditäten weisen bezüglich der zur ihrer Anwendung notwendigen Restriktionen bestimmte Vor- und Nachteile auf und beruhen im Prinzip auf zwei Identifikationsstrategien (Beissinger und Knoppik (2005)).

Bei der ersten Identifikationsstrategie wird die Annahme über die Form der Lohnänderungsverteilung getroffen, die bei Nominallohnflexibilität (also ohne Abwärtsnominallohnstarrheiten) vorgelegen hätte. Die beobachteten Formänderungen der Verteilung sollen dann auf das Vorliegen von nominellen Rigiditäten deuten. Der Symmetry-Ansatz von Card und Hyslop (1997) basiert auf diesem Prinzip der funktionalen Form der gewünschten kontrafaktischen Verteilung. Diese Methode ist aber nicht unumstritten, denn in den meisten Datensätzen gibt es Hinweise darauf, dass die Form der Lohnänderungsverteilung auch ohne Einwirkung der nach unten starren Nominallöhne nicht symmetrisch ist (Knoppik (2001a)). Damit ist die wichtigste Annahme, die für die Anwendung dieses Analyseansatzes notwendig ist, verletzt.

Die zweite Identifikationsstrategie basiert auf dem Prinzip der gemeinsamen Variation der Lage der gewünschten kontrafaktischen und der Form der tatsächlichen faktischen Lohnänderungsverteilung. Die Lage der gewünschten Verteilung wird durch mehrere Einflussfaktoren bestimmt, vor allem aber durch die jeweils herrschende Inflationsrate. Je höher die Inflation,

---

<sup>4</sup> Man beachte, dass die Kritik dieser Autoren sich auf die bedingte Wahrscheinlichkeit (Rigiditätsgrad) bezieht, die den Anteil der durch die Abwärtsnominallohnrigidität verhinderten Nominallohnkürzungen angibt. Zu unterscheiden ist hiervon die unbedingte Wahrscheinlichkeit bzw. deren aggregierter Wert, der den Anteil aller von der Abwärtsnominallohnrigidität betroffenen Beobachtungen darstellt. Dieser ist bei gleichem Rigiditätsgrad umso größer, je niedriger die Inflationsrate ist (vgl. Abschnitt 6).

desto weiter verlagert sich die gesamte Verteilung nach rechts und umgekehrt. Das heißt, dass bei unterschiedlich hoher Inflation ein unterschiedlich großer Teil der Verteilung in den negativen Bereich fällt und von den Wirkungen der Abwärtsnominallohnrigidität (Ausdünnung im negativen Bereich und Anhäufung bei null) betroffen wird.<sup>5</sup> Der Skewness-Location-Ansatz von McLaughlin (1994), der Histogramm-Location-Ansatz von Kahn (1997) und der Kernel-Location-Ansatz von Knoppik (2003) basieren auf diesem Prinzip der gemeinsamen Variation von Lage der gewünschten und Form der tatsächlichen Lohnänderungsverteilung.

Allerdings weisen auch diese drei Analysemethoden einige kritische Merkmale auf. Bei diesen Ansätzen wird unterstellt, dass die Formänderungen der faktischen Lohnänderungsverteilung allein durch Interaktion zwischen der Nominallohnrigidität und der Lagevariation der gewünschten kontrafaktischen Verteilung verursacht werden. Es wird also unterstellt, dass die Form der kontrafaktischen Lohnänderungsverteilung im gegebenen Zeitverlauf konstant bleibt. Die Form der kontrafaktischen Verteilung kann sich aber im Zeitverlauf ändern, wenn sich z.B. die Zusammensetzung der Belegschaft und/oder makroökonomische Variablen ändern. Dies führt dann auch zur Formänderung der faktischen Lohnänderungsverteilung.

Zum anderen können die Formänderungen der faktischen Lohnänderungsverteilung durch die in den Daten vorhandenen Messfehler verzerrt sein, was dann auch verzerrte Schätzergebnisse zu Existenz und Ausmaß der nach unten starren Nominallöhne zur Folge haben würde. Dies wird aber beim Skewness-Location-Ansatz, dem Histogramm-Location-Ansatz und dem Kernel-Location-Ansatz nicht berücksichtigt. Bei diesen Analysemethoden geht man meistens einfach davon aus, dass die Messfehler unbedeutend sind. Die Daten können aber sehr wohl mit Messfehlern behaftet sein, die nicht vernachlässigbar sind. Als Beispiele seien hier die oft vorkommenden falschen Angaben in den Befragungsstudien oder fehlenden Angaben in Mikrodaten genannt. So enthält z.B. die IAB-Beschäftigtenstichprobe nur Informationen über das Entgelt aber nicht über die Arbeitszeiten, so dass keine Rückschlüsse auf die Stundenlöhne möglich sind.

Sind die Daten mit Messfehlern behaftet, so kann die Form der faktischen Lohnänderungsverteilung nicht direkt beobachtet werden. Die Form der beobachteten Verteilung unterscheidet sich dann von der der faktischen Verteilung je nach Art und Umfang der vorliegenden Mess-

---

<sup>5</sup> Man unterscheidet zwischen den direkten und indirekten Effekten von nach unten starren Nominallöhnen. Die Ausdünnung im negativen Bereich der Lohnänderungsverteilung und Anhäufung bei null stellen direkte Effekte von nach unten starren Nominallöhnen dar. Alle anderen Effekte von Abwärtsnominallohnrigiditäten auf die Lohnänderungsverteilung werden als indirekt bezeichnet. Die durchgeführten Studien zur Untersuchung von nach unten starren Nominallöhnen konzentrieren sich überwiegend auf direkte Effekte.

fehler.<sup>6</sup> Messfehler deformieren somit die tatsächliche Lohnänderungsverteilung und können folglich je nach Art zu einer Über- oder Unterschätzung des wahren Rigiditätsgrades führen.<sup>7</sup>

Den wichtigsten Nachteil aller anderen Analysemethoden macht der von Altonji und Devereux (2000) eingeführte Earnings-Function-Ansatz, der auf beiden Identifikationsstrategien basiert, zu seinem Hauptvorteil: Der Earnings-Function-Ansatz ermöglicht die Berücksichtigung von Messfehlern, indem diese explizit bei den Schätzungen mitmodelliert werden. Auch der Kritik der Zeitinvarianz der kontrafaktischen Verteilung wird im Ansatz Rechnung getragen, indem die Lohnänderungsverteilung durch Informationen über Arbeitnehmer, Sektoren und makroökonomische Variablen erklärt wird. Ein weiterer Vorteil des Ansatzes liegt darin, dass er quantitative Aussagen über das Ausmaß der Abwärtsnominallohnrigidität ermöglicht.<sup>8</sup>

Der einzige Nachteil des Ansatzes, der oft gern übersehen wird, liegt in der Notwendigkeit der Annahme einer funktionalen Form der individuellen kontrafaktischen Lohnänderungsverteilung. Obwohl diese Annahme beim Earnings-Function-Ansatz dank der hier verwendeten strukturellen Modellierung der Lohnänderungsverteilung wohl leichter akzeptiert werden kann als beim Symmetry-Ansatz, ist sie möglicherweise nicht ganz unproblematisch. Denn falls sie nicht gilt, kann das möglicherweise zu Verzerrungen der resultierenden Schätzergebnisse führen.

Vergleicht man Vor- und Nachteile aller Analysemethoden, so scheint der Earnings-Function-Ansatz die beste Methode zur Untersuchung von nach unten starren Nominallohnen darzustellen. Tabelle 1 gibt einen Überblick über die Studien mit dem Earnings-Function-Ansatz. Die durchgeführten Studien unterscheiden sich vor allem darin, ob sie die absolute Variante, die proportionale Variante oder die Schwellenwert-Variante der Lohnrigidität untersuchen und ob sie zwischen nominellen und realen Lohnrigiditäten unterscheiden.

---

<sup>6</sup> Man beachte, dass beim Skewness-Location-Ansatz, beim Histogramm-Location-Ansatz und beim Kernel-Location-Ansatz zwischen der beobachteten und der faktischen Verteilung nicht unterschieden wird, weil hier die Messfehler eben nicht berücksichtigt werden können.

<sup>7</sup> So stellt Smith (2000) in ihrer Untersuchung mit messfehlerbereinigten Daten fest, dass ein Großteil der beobachteten Rigidität in der British Household Panel Study (BHPS) auf die Rundungsfehler zurückzuführen ist, so dass das wahre Ausmaß der Rigidität in der BHPS ohne Berücksichtigung dieser Messfehler überschätzt wird. Andererseits kommen Shea (1997) und Altonji und Devereux (1999) in ihren Untersuchungen für die USA zum Schluss, dass die meisten berichteten Nominallohnkürzungen in der U.S. Panel Study of Income Dynamics (PSID) aus Messfehlern resultieren, so dass die wahre Rigidität in PSID ohne Messfehlerkontrolle unterschätzt würde. Knoppik und Beissinger (2003) stellen in ihrer Studie für Deutschland ebenfalls fest, dass die in der IABS beobachtete (Entgeltänderungs-) Verteilung breiter streut als die tatsächliche (Lohnänderungs-) Verteilung, so dass auch hier die Messfehler bei ihrer Nichtberücksichtigung zu einer Unterschätzung der wahren Rigidität führen würden.

<sup>8</sup> Dies gilt jedoch auch für den Histogramm-Location-Ansatz und den Kernel-Location-Ansatz.

### 3 Das Modell

Das Modell orientiert sich am Earnings-Function-Ansatz, entwickelt in Altonji und Devereux (2000) und erweitert in Knoppik (2001b) und Knoppik und Beissinger (2003), deren Darstellung und Notation im Folgenden übernommen werden.

In Abwesenheit der Abwärtsnominallohnstarrheiten würde das Unternehmen die gewünschte nominelle Lohnänderung  $\Delta w_{it}^* = w_{it}^* - w_{it-1}^*$  vornehmen, wobei  $w_{it}^*$  (bzw.  $w_{it-1}^*$ ) den logarithmierten Lohnsatz für das Individuum  $i$  in der Periode  $t$  (bzw.  $t-1$ ) darstellt und  $*$  eine gewünschte kontrafaktische Größe anzeigt. Es sei angenommen, dass die Zufallsvariable  $\Delta w_{it}^*$  sich als eine Funktion von beobachteten Einflussfaktoren  $x_{it}$ , einem Parametervektor  $\beta$  und einem unbeobachteten aber unabhängig und identisch normalverteilten Fehlerterm  $\varepsilon_{it}$  darstellen lässt:

$$\Delta w_{it}^* = x_{it}\beta + \varepsilon_{it}, \quad \varepsilon_{it} \stackrel{i.i.d.}{\sim} N(0, \sigma_\varepsilon^2) \quad (3.1)$$

Liegt die Abwärtsnominallohnrigidität vor, so weicht die tatsächlich realisierte (faktische) Lohnänderung von der gewünschten (kontrafaktischen) Lohnänderung ab, falls die letztere negativ ausfällt und die Person von der Abwärtsnominallohnrigidität betroffen ist. Ob die Person von der Nominallohnrigidität betroffen ist, kann aber nicht direkt beobachtet werden. Dies kann jedoch durch eine Zufallsvariable  $D_{it}$  beschrieben werden, die den Wert eins mit der Wahrscheinlichkeit  $\rho$  annimmt, falls die Person von der Abwärtsnominallohnrigidität betroffen ist und sonst null ist:

$$\begin{aligned} \Pr(D_{it} = 1) &= \rho \\ \Pr(D_{it} = 0) &= 1 - \rho \end{aligned} \quad (3.2)$$

Für die tatsächlich realisierte Nominallohnänderung gilt somit:

$$\Delta w_{it} = \begin{cases} x_{it}\beta + \varepsilon_{it} & \text{falls } x_{it}\beta + \varepsilon_{it} \geq 0 \\ 0 & \text{falls } x_{it}\beta + \varepsilon_{it} < 0 \wedge D_{it} = 1 \\ x_{it}\beta + \varepsilon_{it} & \text{falls } x_{it}\beta + \varepsilon_{it} < 0 \wedge D_{it} = 0 \end{cases} \quad (3.3)$$

Das so konstruierte Modell repräsentiert die proportionale Variante der Abwärtsnominallohnrigidität. Der Vorteil dieser Variante gegenüber den konkurrierenden („absolute“ und „threshold“) Varianten liegt in der Möglichkeit der Modellierung der funktionalen Form der Rigidität.



tät, wodurch der Anteil  $\hat{\rho}$  der Nominallohnkürzungen, der durch die Rigidität verhindert wird, direkt geschätzt werden kann.<sup>9</sup>

Eine kleine Erweiterung des Modells im Rahmen dieser Untersuchung besteht darin, dass  $\rho$  hier als eine nichtlineare Funktion der Form

$$\rho = 1/(1 + \exp(\alpha)) \quad (3.4)$$

modelliert wird. Dadurch wird der Tatsache Rechnung getragen, dass  $\rho$  eine Wahrscheinlichkeit ist und nur die Werte in einem Intervall  $[0; 1]$  annehmen kann.<sup>10</sup>

Formal stellt das Modell ein unvollständig zensiertes Modell mit einer Zensierungsgrenze bei null dar und wird wie folgt interpretiert<sup>11</sup>: Die Wahrscheinlichkeit, dass die tatsächlich realisierte Nominallohnänderung null beträgt, ist gleich der Wahrscheinlichkeit, dass die gewünschte Lohnänderung negativ und die Person von der Nominallohnrigidität betroffen ist. Die Wahrscheinlichkeit dafür, dass die gewünschte Lohnkürzung auch tatsächlich realisiert wird, ist gleich der Wahrscheinlichkeit, dass die gewünschte Lohnänderung negativ und die Person nicht von der Nominallohnrigidität betroffen ist. Ist die gewünschte Lohnänderung positiv, so kann sie immer realisiert werden.

Das Vorliegen von Messfehlern in den Daten kann aber dazu führen, dass die faktische, also tatsächlich realisierte Lohnänderung nicht direkt beobachtet werden kann. Dies ist auch in der hier verwendeten IAB-Beschäftigtenstichprobe (IABS-R) der Fall. Die IABS-R enthält zum einen keine Angaben über die Arbeitsstunden und zum anderen auch keine separaten Informationen über Lohnzuschläge bzw. Sonderzulagen, so dass man nur die Entgeltänderungen und nicht die faktischen (Stunden-) Lohnänderungen beobachten kann. Die beobachtete Entgeltänderung  $\Delta y_{it}$  kann dann als Summe von faktischer Lohnänderung  $\Delta w_{it}$  und einer Zufallsvariable  $\mu_{it}$  interpretiert werden, wobei  $\mu_{it}$  die vorliegenden Messfehler beinhalten soll:

$$\Delta y_{it} = \Delta w_{it} + \mu_{it} \quad (3.5)$$

---

<sup>9</sup> Bei der absoluten Variante (Standard-Tobit-Modell mit der Zensierungsgrenze bei null) können im Unterschied zu der proportionalen Variante keine Lohnkürzungen berücksichtigt werden. Hier geht man von einem Rigiditätsgrad von 100 Prozent ( $\rho = 1$ ) aus. Bei der Schwellenwert-Variante (siehe Altonji und Devereux (2000), Fehr und Goette (2003)) wird angenommen, dass die Nominallohnkürzungen bis zu einem bestimmten Schwellenwert nicht durchgeführt werden können.

<sup>10</sup> Bei den Schätzungen wird also zunächst  $\alpha$  geschätzt und dann mit der Delta-Methode  $\hat{\rho}$ , dessen Standardfehler, der Teststatistikwert und das Konfidenzintervall ermittelt. Siehe zu der Delta-Methode Davidson und MacKinnon (2004), S. 202 ff.

<sup>11</sup> Das Modell ist insoweit unvollständig zensiert, als es auch die Berücksichtigung der Überschreitung dieser Zensierungsgrenze durch einige Beobachtungen ermöglicht.

Das Modell mit beobachteter Entgeltänderungsverteilung sieht dann wie folgt aus:

$$\Delta y_{it} = \begin{cases} \overbrace{x_{it}\beta + \varepsilon_{it} + \mu_{it}}^{\Delta w_{it}} & \text{falls } x_{it}\beta + \varepsilon_{it} \geq 0 \\ \mu_{it} & \text{falls } x_{it}\beta + \varepsilon_{it} < 0 \wedge D_{it}=1 \text{ mit } \Pr(D_{it}=1)=\rho \\ x_{it}\beta + \varepsilon_{it} + \mu_{it} & \text{falls } x_{it}\beta + \varepsilon_{it} < 0 \wedge D_{it}=0 \text{ mit } \Pr(D_{it}=0)=1-\rho \end{cases} \quad (3.6)$$

Bezüglich der Verteilung von  $\mu_{it}$  werden im Folgenden drei alternative Annahmen getroffen, die dann auch zu drei unterschiedlichen Varianten des in der Gl. (3.6) dargestellten Modells führen.

Im Rahmen der ersten Modellvariante wird angenommen, dass alle vorliegenden Beobachtungen mit dem normalverteilten Messfehler  $\mu_{it}$  behaftet sind. Entsprechend wird das Modell als „Normal Measurement Error“-Modell (NME) bezeichnet:

$$(NME) \quad \mu_{it} \sim N(0, \sigma_\mu^2) \quad (3.7)$$

Die zweite alternative Spezifikation von  $\mu_{it}$  stellt das „Mixed Measurement Error“-Modell (MME) dar:

$$(MME) \quad \begin{aligned} \mu_{it} &\sim N(0, \sigma_\mu^2) \quad \text{mit W'keit } 1-n \\ \mu_{it} &= 0 \quad \text{mit W'keit } n \end{aligned}, \quad \text{wobei } 0 \leq n \leq 1 \quad (3.8)$$

Die Idee hinter diesem Modell ist, dass nur ein bestimmter Teil  $1-n$  der Beobachtungen mit (normalverteilten) Messfehlern behaftet ist, während die restlichen Beobachtungen exakt gemessen werden können. Dieses gemischte Modell scheint die empirischen Daten besser als die NME-Modellvariante zu beschreiben, für die  $n=0$  gilt. Denn das NME-Modell scheint mit den beobachteten Spikes bei null in den jährlichen Entgeltänderungsverteilungen nicht konsistent zu sein.

Die dritte alternative Spezifikation von  $\mu_{it}$  führt zu einer Erweiterung der MME-Modellvariante. Diese Erweiterung beschreibt die Situation, in der ein kleiner Teil  $c$  der Beobachtungen sehr schlecht gemessen wird. Das so konstruierte Messfehler-Modell wird als „Contaminated Mixed Measurement Error“-Modell (CMME) bezeichnet und sieht wie folgt aus:<sup>12</sup>

---

<sup>12</sup> „Contaminated“, weil durch die stark streuende Messfehlerkomponente die Datenqualität wesentlich beeinträchtigt wird.

$$\begin{aligned}
(\text{CMME}) \quad & \mu_{it} \sim N(0, \sigma_\mu^2) \quad \text{mit Wkeit } 1-n-c \\
& \mu_{it} \sim N(0, \sigma_{\mu c}^2) \quad \text{mit Wkeit } c, \text{ wobei } 0 \leq c \leq 1 \text{ und } \sigma_{\mu c} > \sigma_\mu \\
& \mu_{it} = 0 \quad \text{mit Wkeit } n, \text{ wobei } 0 \leq n \leq 1
\end{aligned} \quad (3.9)$$

Die Schätzungen der Modellvarianten erfolgen mit der Maximum-Likelihood-Methode. Da die Schätzgleichungen zwei Zufallsvariablen enthalten, den Störterm  $\varepsilon_{it}$  und den Messfehler  $\mu_{it}$ , sehen die Likelihood-Funktionen sehr komplex aus. Für die detailliertere Herleitung der jeweiligen Likelihood-Funktionen siehe Knoppik (2001b).

## 4 Die Daten und die Datenselektion

Die vorliegende Analyse basiert auf dem Regionalfile der IAB-Beschäftigtenstichprobe (IABS-R). Die IABS-R stellt eine zweiprozentige Zufallsstichprobe aller sozialversicherungspflichtigen Beschäftigten in Deutschland dar und umfasst einen Untersuchungszeitraum von 1975 bis 2001.

Die Grundlage für die IABS-R liefert das 1973 eingeführte Meldeverfahren zu Kranken-, Renten- und Arbeitslosenversicherung. Es verlangt von den Arbeitgebern die Meldung aller sozialversicherungspflichtig beschäftigten Arbeitnehmer an die Sozialversicherungsträger. Seit 01.01.1991 wird das Meldeverfahren auch in Ostdeutschland angewandt. Außerdem sind seit der Umstellung des Meldeverfahrens zum 01.04.1999 auch geringfügig Beschäftigte in der Stichprobe enthalten. Die Grundgesamtheit der IABS-R umfasst alle Arbeiter, Angestellten und Auszubildenden, soweit sie nicht von der Sozialversicherungspflicht befreit sind, sowie seit 01.04.1999 die geringfügig Beschäftigten. Nicht in der Beschäftigtenstatistik enthalten sind Selbständige, Beamte, ordentlich Studierende und mithelfende Familienangehörige.

Das Einkommen ist in der IABS-R als Bruttotagesentgelt auf ganze Beträge gerundet enthalten und umfasst alle zusätzlichen Sozialleistungen. Der größte Vorteil der IABS-R liegt in der Verlässlichkeit ihrer Einkommensdaten, was vor allem aus ihrem offiziellen Status resultiert. Dennoch weist der Datensatz einige Nachteile auf, die im Rahmen der Datenselektion näher erläutert werden.

Die IABS-R enthält außer den Angaben zum Vollzeit- bzw. Teilzeitbeschäftigungsstatus keine Informationen über die Arbeitsstunden. Deshalb lassen sich auch keine Stundenlöhne berechnen. Entsprechend kann die (unbeobachtete) Variation in den Arbeitsstunden zu unplausiblen Änderungen im jährlichen Einkommen führen, so dass die beobachtete Entgeltänderung nicht mehr der tatsächlichen Lohnänderung entspricht. Da die Variation in den Arbeits-

stunden bei Arbeitnehmern, die teilzeitbeschäftigt sind, höher zu sein scheint, beschränken sich meine Analysen auf die vollzeitbeschäftigten Personen.

Weiterhin werden nur so genannte „job stayers“ betrachtet. Das sind Arbeitnehmer, die beim gleichen Arbeitgeber für mindestens zwei aufeinander folgende Jahre durchgehend beschäftigt waren. „Job movers“ (Personen, die ihren Arbeitgeber wechseln) werden von der Untersuchung ausgenommen. Der Grund liegt vor allem darin, dass die Ursache ihres Jobwechsels (freiwilliger oder unfreiwilliger Wechsel) nicht aus den Daten abgelesen werden kann, wodurch die Interpretation ihres Verhaltens erschwert wird.

Das Einkommen ist in der IABS-R wegen der Beitragsbemessungsgrenze rechtszensiert. Wenn das (monatliche) Einkommen höher als dieser Grenzwert ist, wird vom IAB nur dieser Grenzwert gemeldet, so dass das tatsächliche Entgelt unbekannt bleibt. Für Beschäftigte, deren Einkommen zensiert ist, können somit die Entgeltänderungen nicht korrekt berechnet werden. Deswegen werden die zensierten Meldungen aus dem Datensatz entfernt. Das führt aber zu beträchtlichen Änderungen in der Qualifikationsstruktur der Beschäftigten. Da die hoch qualifizierten Arbeitnehmer dadurch nicht mehr stark bzw. unterproportional repräsentiert sind, werden sie bei den Analysen nicht berücksichtigt. Die Untersuchung beschränkt sich folglich auf qualifizierte und unqualifizierte Arbeitnehmer.

In der IABS-R können die zusätzlichen Sozialleistungen (wie z.B. Lohnzuschläge) nicht vom regulären Entgelt getrennt werden. Das ist aber nicht unproblematisch, denn solche einmaligen Zahlungen an Arbeitnehmer wurden bis 1984 in der Beitragsbemessungsgrundlage für Sozialversicherungsbeiträge nicht berücksichtigt und deshalb von Arbeitgebern auch nicht systematisch gemeldet. Steiner und Wagner (1996) argumentieren, dass dies zu einem Strukturbruch in den Einkommensdaten von 1984 führt, der hauptsächlich den oberen Teil der Einkommensverteilung beeinflusst. Die Möglichkeit des Strukturbruchs wird auch in der vorliegenden Analyse berücksichtigt. Außerdem ist noch ein weiterer Aspekt zu beachten. Falls die Volatilität der zusätzlichen Sozialleistungen an Arbeitnehmer höher ist als die der regulären Zahlungen, könnte das indirekt die Volatilität der Entgeltänderungen ab 1984 erhöhen.

Weiterhin konzentriere ich mich in meinen Untersuchungen auf den produzierenden und dienstleistenden Sektor, so dass Beschäftigte aus den Bereichen Landwirtschaft, Bergbau, Energie, Öffentlicher Sektor und private Organisationen ausgeschlossen bleiben.

Schließlich wird die Stichprobe auf männliche Beschäftigte zwischen 25 und 62 Jahren beschränkt. Der Grund für den Ausschluss der Personen unter 25 Jahren liegt darin, dass viele Beobachtungen in diesem Altersbereich unplausibel hohe Wachstumsraten im jährlichen Ein-

kommen aufweisen. Dies lässt Ungenauigkeiten in der Kodierung der Variable „stib“ (Stellung im Beruf) vermuten. Möglicherweise wurde der Auszubildende fälschlicherweise als Vollzeitbeschäftigter klassifiziert. Nach der Ausbildung verdient dann die betroffene Person erwartungsgemäß doppelt (oder noch mehr) soviel wie vorher. Nach der durchgeführten Datensелеktion stehen insgesamt 1,072,346 Beobachtungen für West-Deutschland (mit 561,867 Beobachtungen für Arbeiter und 510,479 Beobachtungen für Angestellte) und 151,549 Beobachtungen für Ost-Deutschland (mit 125,342 Beobachtungen für Arbeiter und 26,207 Beobachtungen für Angestellte) für die weiteren Untersuchungen zur Verfügung.

## 5 Das Ausmaß der Abwärtsnominallohnrigidität

Für die Schätzung des in der Gl. (3.6) dargestellten Modells müssen zunächst die Determinanten der gewünschten Lohnänderung spezifiziert werden. Die gewünschte Lohnänderung wird als eine Lohnänderung ohne Vorliegen einer Abwärtsnominallohnrigidität definiert und wie folgt in der Gl. (3.1) formuliert:

$$\Delta w_{it}^* = x_{it}\beta + \varepsilon_{it}, \quad \varepsilon_{it} \stackrel{i.i.d.}{\sim} N(0, \sigma_\varepsilon^2)$$

Dabei stellt die abhängige Variable  $\Delta w_{it}^*$  die Log-Lohndifferenz (in Prozentpunkten) und  $x_{it}$  den Vektor der erklärenden Variablen dar. Unter Beachtung der in der IABS-R verfügbaren Informationen wird die gewünschte Lohnänderung durch Einflussfaktoren wie die potentielle Erfahrung (berechnet durch Alter minus Ausbildungsjahre minus 6), quadrierte Erfahrung, Bildungsdummy<sup>13</sup>, Dummies für die Variable „Stellung im Beruf“, Interaktionsterme zwischen dem Bildungsdummy und der Variable „Stellung im Beruf“, Nationalitätsdummy (nur für West-Deutschland verfügbar), Wirtschaftszweigdummies, Dummy für die Berücksichtigung des Strukturbruchs 1984 sowie aggregierte Variablen (wie aktuelle und verzögerte Werte von Inflation und Arbeitslosenquote) erklärt.<sup>14</sup> Da das individuelle Nominallohnwachstum stark auf die erwartete Inflationsrate reagiert, stellen die Inflationsrate und deren verzögerte Werte wichtige Determinanten der gewünschten Lohnänderung dar und werden deshalb mit in die Gleichung aufgenommen. Die Schätzkoeffizienten treten hier wie erwartet mit positivem Vorzeichen auf. Die Berücksichtigung der Änderungsraten der Arbeitslosenquote (und

<sup>13</sup> Wegen der Untersuchung der ausschließlich unzensierten Werte werden bei den Schätzungen nur zwei Bildungskategorien berücksichtigt: Bildungskategorie 1 (Personen ohne Berufsausbildung) und Bildungskategorie 2 (Personen mit Volks-, Haupt-, oder Realschulabschluss und beruflicher Ausbildung).

<sup>14</sup> Man beachte, dass die Berücksichtigung der Dummy-Variablen in der Lohnänderungsgleichung durch Interaktion dieser Dummy-Variablen mit den Variablen, die eine jährliche Zunahme um eins aufweisen (z. B. Erfahrung), erklärt wird.

deren verzögerten Werte) in der Lohnänderungsgleichung basiert auf den Überlegungen zur Lohnsetzungsfunktion. Danach hat eine höhere Arbeitslosigkeit einen negativen Einfluss auf das Lohnwachstum. Die geschätzten Koeffizienten stimmen mit dieser Überlegung überein.

Bei den Schätzungen für Ost-Deutschland werden die Jahresdummies statt aggregierter Variablen (Inflationsrate und Arbeitslosenquote) verwendet, um den Einfluss des in den neunziger Jahren beobachteten Strukturwandels in Ost-Deutschland auf die Lohnbildung besser abfangen zu können.

Tabelle 2 zeigt die Schätzergebnisse für West-Deutschland für alle drei alternativen Messfehler-Modellvarianten (NME, MME, CMME), die im Abschnitt 3 dargestellt sind. Die Schätzungen wurden mit der Maximum-Likelihood-Methode für Arbeiter und Angestellte getrennt durchgeführt, weil die Lohnbildung in diesen beiden Beschäftigtengruppen unterschiedlich ist.

Wie aus der Tabelle 2 ersichtlich, weisen alle drei Modellvarianten hochsignifikante Werte für  $\hat{\rho}$  auf, die zwischen 0.59 und 0.78 für Arbeiter bzw. zwischen 0.70 und 0.86 für Angestellte liegen. Das bedeutet, dass mindestens 59 Prozent aller gewünschten Nominallohnkürzungen bei den Arbeitern und mindestens 70 Prozent bei den Angestellten aufgrund von Nominallohnrigiditäten nicht durchgeführt werden können. Somit zeigen die vorliegenden Ergebnisse, dass die nach unten starren Nominallöhne in West-Deutschland ein beachtliches Phänomen darstellen.

Da sich die geschätzten Werte für  $\rho$  in allen drei Modellvarianten voneinander unterscheiden, stellt sich die Frage, welche dieser unterschiedlichen Messfehlerspezifikationen besser ist. In der NME-Modellvariante wird angenommen, dass alle Beobachtungen mit Messfehlern behaftet sind. Diese Annahme unterstellt, dass die Wahrscheinlichkeit für die beobachteten Entgelt-Nullrunden gleich null ist. Das widerspricht aber den beobachteten Anhäufungen bei null in der empirischen Entgeltänderungsverteilung (vgl: Abbildung 1 bzw. Abbildung 2). Somit kann davon ausgegangen werden, dass mit der NME-Methode das Ausmaß der Nominallohnrigidität nicht korrekt geschätzt werden kann. Die beiden anderen Modellvarianten, MME und CMME, scheinen die empirische Entgeltänderungsverteilung besser zu beschreiben. In beiden Modellen werden die beobachteten Spikes bei null durch entsprechende Modellierungen berücksichtigt. Da das MME-Modell einen Spezialfall des CMME-Modells darstellt, kann die Wahl zwischen diesen zwei Modellvarianten mit dem Likelihood-Ratio Test erfolgen. Die Ergebnisse des Likelihood-Ratio-Tests zeigen, dass das CMME-Modell die vorliegenden Daten am besten beschreiben kann. Das CMME-Modell gilt somit als die präferier-

te Spezifikation mit geschätztem Rigiditätsgrad  $\hat{\rho}=0.78$  für Arbeiter und  $\hat{\rho}=0.86$  für Angestellte.

Aus der Tabelle 2 ist zudem ersichtlich, dass nicht nur  $\hat{\rho}$  zwischen den Modellvarianten variiert, sondern auch die geschätzten Werte für  $\sigma_e$  und  $\sigma_\mu$ . In der NME-Modellvariante ist die Standardabweichung des Störterms aus der gewünschten Lohnänderungsgleichung  $\hat{\sigma}_e$  größer als die Standardabweichung des Messfehlers  $\hat{\sigma}_\mu$ . In den MME- und CMME-Modellen gilt genau das Gegenteil. Das liegt daran, dass das NME-Modell anders als das MME- oder CMME-Modell mit dem Spike bei null arbeitet. In der NME-Methode wird - wie bereits erwähnt - angenommen, dass die beobachtete Entgeltänderungsverteilung keinen Spike bei null enthält. Das stimmt aber mit den empirischen Beobachtungen nicht überein. Das Vorliegen von Null-Spikes in den beobachteten Entgeltänderungsverteilungen führt daher zu einem relativ kleineren Schätzwert für  $\sigma_\mu$  in der NME-Modellvariante. Entsprechend ergibt sich ein höherer Schätzwert für die Standardabweichung  $\sigma_e$ , denn sie muss nun die restliche Variation in der Entgeltänderungsverteilung abfangen. In beiden anderen Modellvarianten, MME und CMME, stellen die Null-Entgeltänderungen die genau gemessenen Beobachtungen dar. Das ermöglicht die angemessenere Zerlegung der Gesamtvariation in  $\sigma_e$  und  $\sigma_\mu$ . Beide Modelle weisen relativ hohe Schätzwerte für  $\sigma_\mu$  und relative niedrigere für  $\sigma_e$  auf.

Im Unterschied zum MME-Modell enthält das CMME-Modell einen zusätzlichen Parameter  $c$ , der den Anteil der sehr schlecht gemessenen (daher auch der Name „contaminated“) Beobachtungen angibt. Den Schätzergebnissen zufolge beträgt dieser Anteil bei Arbeitern 5.9 und bei Angestellten 4.6 Prozent. Erwartungsgemäß ist die Standardabweichung dieser „starken“ Messfehler  $\sigma_{\mu c}$  größer als die Standardabweichung der üblichen Messfehler  $\sigma_\mu$ .

Die Untersuchungen für Ost-Deutschland basieren auf den gleichen Überlegungen wie für West-Deutschland mit der einzigen Ausnahme, dass hier in der Schätzgleichung Jahresdummies (statt Inflation und Arbeitslosenquote) als zusätzliche erklärende Faktoren für das Lohnwachstum in Ost-Deutschland berücksichtigt werden.

Tabelle 4 enthält die resultierten Schätzergebnisse für Ost-Deutschland für den Zeitraum von 1992-2001. Auch hier ergeben sich hochsignifikante und sehr hohe Werte für das Ausmaß der nach unten starren Nominallöhne.  $\hat{\rho}$  variiert hier zwischen 0.46 und 0.89 für Arbeiter und zwischen 0.53 und 0.86 für Angestellte.

Um den besseren Vergleich der Ergebnisse zwischen Ost- und West-Deutschland zu ermöglichen, habe ich zusätzliche Schätzungen für West-Deutschland mit ähnlicher Spezifikation, also mit Jahresdummies statt aggregierter Variablen, für den gleichen Zeitraum von 1992 bis 2001 durchgeführt<sup>15</sup> (siehe Tabelle 3). Aus den Tabellen 3 und 4 ist ersichtlich, dass die Ergebnisse im Rahmen der NME- und MME-Modellvarianten für beide Beschäftigtengruppen (Arbeiter und Angestellten) für West- und Ost-Deutschland recht ähnlich aussehen. Orientiert man sich aber an der Referenzspezifikation, also an dem CMME-Modell, so stellt man fest, dass der Rigiditätsgrad für Arbeiter im Osten mit  $\hat{\rho}=0.886$  um mehr als 10 Prozentpunkte höher als der entsprechende Schätzwert für Arbeiter in West-Deutschland ist. Für Angestellte scheint die Situation in West- und Ost-Deutschland ziemlich ähnlich zu sein, wie  $\hat{\rho}=0.86$  für den Osten und  $\hat{\rho}=0.85$  für den Westen Deutschlands zeigen.

## 6 Reale Konsequenzen

In diesem Abschnitt werden die realwirtschaftlichen Konsequenzen der empirisch vorliegenden Abwärtsnominallohnrigidität, sowie die Abhängigkeit dieser realen Effekte von der Höhe der Inflationsrate analysiert.<sup>16</sup> Die folgenden Überlegungen basieren auf Knoppik und Beisinger (2003), deren Darstellung und Notation hier übernommen werden.

Zur Quantifizierung der realwirtschaftlichen Relevanz nach unten starrer Nominallöhne werden neben dem Anteil der von der Abwärtsnominallohnrigidität betroffenen Beobachtungen, die Auswirkungen der Abwärtsnominallohnrigidität auf die Reallöhne und auf die Arbeitslosigkeit untersucht. Ein Vorteil der hier verwendeten proportionalen Variante des Earnings-Function-Ansatzes liegt in der Möglichkeit der direkten Schätzung des Rigiditätsgrades  $\hat{\rho}$ , wodurch auch genauere Aussagen über diese realwirtschaftlichen Konsequenzen der vorliegenden Abwärtsnominallohnrigidität erlaubt werden.

$\hat{\rho}$  gibt die (bedingte) Wahrscheinlichkeit an, dass trotz einer gewünschten Nominallohnkürzung eine Nominallohnänderung von null, also eine Abwärtsnominallohnstarrheit vorliegt.

---

<sup>15</sup> Zur Überprüfung der Robustheit der Schätzergebnisse habe ich für den gleichen Zeitraum von 1992 bis 2001 für West-Deutschland auch Schätzungen mit aggregierten Variablen (Inflation und Arbeitslosenquote) durchgeführt. Für das hier präferierte CMME-Modell ergaben sich für  $\hat{\rho}$  mit  $\hat{\rho}=0.84$  für Arbeiter und  $\hat{\rho}=0.88$  für Angestellte leicht höhere Werte gegenüber der Spezifikation mit Jahresdummies, wo  $\hat{\rho}=0.76$  für Arbeiter und  $\hat{\rho}=0.85$  für Angestellte ist. Die Spezifikation mit aggregierten Variablen bleibt aber für West-Deutschland die präferierte Spezifikation, weil nur diese dann auch die Untersuchung realer Konsequenzen von Abwärtsnominallohnstarrheiten im Abschnitt 6 ermöglicht.

<sup>16</sup> Die Untersuchung realer Effekte erfolgt auf der Basis der Schätzergebnisse für West-Deutschland.



Die (unbedingte) Wahrscheinlichkeit  $r_{it}$  dafür, dass das Individuum  $i$  in der Periode  $t$  von der Abwärtsnominalrigidität betroffen wird, kann dann wie folgt formuliert werden:

$$r_{it} = \hat{\rho} \Pr(\Delta w_{it}^* < 0) = \hat{\rho} \Phi(-x_{it} \hat{\beta} / \hat{\sigma}_\varepsilon), \quad (6.1)$$

wobei  $\Phi(\cdot)$  die kumulierte Verteilungsfunktion der Standardnormalverteilung angibt.

Somit kann auch der aggregierte Anteil  $R$  aller von der Abwärtsnominallohnrigidität betroffenen Beobachtungen geschätzt werden:

$$R = \frac{1}{N} \sum_t \sum_i r_{it}(x_{it} \hat{\beta}, \hat{\sigma}_\varepsilon, \hat{\rho}), \quad (6.2)$$

mit  $N$  als Anzahl der in der Stichprobe vorliegenden Beobachtungen.

Tabelle 5 enthält die resultierenden Schätzwerte für  $R$  für alle drei Modellvarianten. In den MME- und CMME-Modellen liegen die Werte zwischen 11.6 und 13.7 Prozent für Arbeiter und zwischen 9.1 und 10 Prozent für die Angestellten. D.h., dass mindestens 11.6 Prozent der Arbeiter und 9.1 Prozent der Angestellten von den erforderlichen Nominallohnkürzungen verschont bleiben.

Um den Einfluss unterschiedlicher Gleichgewichtswerte der Inflationsraten auf den Anteil der von der Abwärtsnominallohnrigidität betroffenen Beobachtungen  $R$  zu untersuchen, werden die aktuellen und verzögerten Werte der Inflation, sowie die aktuellen und verzögerten Änderungsraten der Arbeitslosenquote aus dem Vektor der erklärenden Variablen  $X$  entfernt.<sup>17</sup> Der erwartete Anteil der betroffenen Beobachtungen  $R$  für unterschiedliche Inflationsraten kann dann wie folgt berechnet werden:

$$R(\pi) = \frac{1}{N} \sum_t \sum_i r_{it}(x_{it} \hat{\beta} + \pi, \hat{\sigma}_\varepsilon, \hat{\rho}), \quad (6.3)$$

Die Homogenitätsrestriktion für aktuelle und verzögerte Werte der Inflationsrate in der hier verwendeten Spezifikation macht es möglich, dass die gleichgewichtigen Inflationsraten in der Gleichung (6.3) mit dem Koeffizienten eins auftreten. Tabelle 5 zeigt die einzelnen Werte von  $R(\pi)$  für unterschiedliche Inflationsraten. Aus der Tabelle ist ersichtlich, dass der Anteil der von der Abwärtsnominallohnrigidität betroffenen Beschäftigten umso höher ist, je geringer die Inflationsrate ausfällt. Bei Nullinflation variiert dieser Anteil im Rahmen der MME-

---

<sup>17</sup> Das Ausschließen der Änderungsraten der Arbeitslosenquote aus dem Vektor der erklärenden Variablen wird dadurch erklärt, dass bei einer sich im Gleichgewicht befindenden Volkswirtschaft die Arbeitslosenquote konstant ist.

und CMME-Modelle zwischen 19.5 und 19.8 Prozent bei Arbeitern und zwischen 23.9 und 25.7 Prozent bei Angestellten.

Die Abwärtsnominallohnrigidität hat Einfluss auf das erwartete individuelle Lohnwachstum, das durch die Differenzbildung (der sogenannte „sweep up“) zwischen der erwarteten tatsächlichen Lohnänderung und der erwarteten gewünschten Lohnänderung ermittelt werden kann:

$$\begin{aligned} su_{it} &= E\Delta w_{it} - E\Delta w_{it}^* \\ &= \hat{\rho} \left[ \hat{\sigma}_\varepsilon \phi(x_{it} \hat{\beta} / \hat{\sigma}_\varepsilon) + x_{it} \hat{\beta} \Phi(x_{it} \hat{\beta} / \hat{\sigma}_\varepsilon) - x_{it} \hat{\beta} \right] \end{aligned} \quad (6.4)$$

Dabei wird  $E\Delta w_{it}$  gemäß der Gleichung (3.6) wie folgt berechnet:

$$E\Delta w_{it} = (1 - \hat{\rho})E\Delta w_{it}^* + \hat{\rho}E\Delta w_{it}^z, \quad (6.5)$$

mit  $E\Delta w_{it}^* = x_{it} \hat{\beta}$  und  $\Delta w_{it}^z$  als eine bei null zensierte Größe.

Die Gleichung (6.4) besagt, dass je größer das Ausmaß der Abwärtsnominallohnrigidität  $\hat{\rho}$  ist, umso höher die daraus resultierende Differenz zwischen den erwarteten tatsächlichen und erwarteten gewünschten Lohnänderungen ausfällt.

Der aggregierte „sweep up“ ergibt sich dann durch die Durchschnittsbildung über alle individuellen „sweep ups“:

$$SU = \frac{1}{N} \sum_i \sum_t su_{it} \quad (6.6)$$

Nun kann man auch den aggregierten „sweep up“ in Abhängigkeit von unterschiedlichen gleichgewichtigen Inflationsraten berechnen. Die Überlegungen sind dabei die gleichen wie bei der Berechnung von  $R(\pi)$ :

$$SU(\pi) = \frac{1}{N} \sum_i \sum_t su_{it}(x_{it} \hat{\beta} + \pi, \hat{\sigma}_\varepsilon, \hat{\rho}) \quad (6.7)$$

Die Ergebnisse für  $SU$  und  $SU(\pi)$  sind in der Tabelle 6 dargestellt. Bei Nullinflation variieren die Werte für die MME- und CMME-Modellvarianten zwischen 0.46 und 0.67 Prozentpunkten. Das heißt, dass bei Nullinflation die erwartete tatsächliche Lohnänderung um mindestens 0.46 Prozentpunkte höher wäre als die erwartete gewünschte Lohnänderung.

Die Abwärtsnominallohnrigidität erhöht nicht nur das individuelle erwartete Lohnwachstum, sondern führt auch zu einem Reallohnkeil („real wage wedge“) zwischen den aggregierten Niveauwerten des erwarteten tatsächlichen und gewünschten Reallohns. Man kann durch

plausible Erweiterungen zeigen, dass der erwartete aggregierte Reallohnkeil mit dem „sweep up“ übereinstimmt:

$$\begin{aligned} RWW &= \frac{1}{N} E \left[ \sum_t \sum_i (w_{it} - w_{it}^*) \right] \\ &= \frac{1}{N} E \left[ \sum_t \sum_i (w_{it} - w_{i,t-1} - w_{it}^* + w_{i,t-1}) \right] = SU \end{aligned} \quad (6.8)$$

Entsprechend kann  $RWW(\pi)$  berechnet werden, der den Reallohnkeil als eine Funktion der Inflationsrate darstellt.

Schließlich können die Auswirkungen der nach unten starren Nominallöhne auf die gleichgewichtige Arbeitslosenquote  $u^{NAIRU}$  untersucht werden. Im erwartungserweiterten Standard-Phillips-Kurven-Modell ist die langfristige Arbeitslosenquote gleich der inflationsstabilen Arbeitslosenquote ( $NAIRU$ ), da langfristig die realisierte Inflationsrate mit der erwarteten übereinstimmt. Akerlof u. a. (1996) modifizieren das Standard-Phillips-Kurven-Modell, indem sie den Reallohnkeil ( $RWW$ ) als wichtige Determinante in der Standard-Phillips-Kurven-Gleichung berücksichtigen. In ihrem empirischen Phillips-Kurven-Modell zeigen die Autoren, dass die inflationsstabile Arbeitslosenquote  $NAIRU$  von der Höhe des Reallohnkeils und somit von der Höhe der Inflationsrate abhängt.<sup>18</sup>

Die modifizierte Version der Phillips-Kurven-Gleichung sieht dann wie folgt aus:

$$\pi_t = \pi_t^e + a(u^{ls} - u_t) + RWW(\pi) \quad (6.9)$$

Dabei bezeichnet  $\pi_t^e$  die erwartete Inflationsrate,  $u_t$  die Arbeitslosenquote in  $t$ ,  $u^{ls}$  die niedrigstmögliche stabile („lowest sustainable“) Arbeitslosenquote und  $RWW(\pi)$  den Reallohnkeil, der die Effekte der nach unten starren Nominallöhne bei unterschiedlichen Inflationsraten reflektiert. Der Parameter  $a$  gibt die Reaktion der Inflationsrate auf die Abweichungen von  $u^{ls}$  an.

In der Langfristversion, wo  $\pi_t = \pi_t^e$  gilt, kann die Phillips-Kurve umgeschrieben werden als:

$$u^{NAIRU} = u^{ls} + \frac{1}{a} RWW(\pi) \quad (6.10)$$

---

<sup>18</sup> Die folgenden Überlegungen basieren auf den Erweiterungen des Phillips-Kurven-Modells nach Akerlof u. a. (1996) in Knoppik und Beissinger (2003).

Die inflationsstabile Arbeitslosenquote  $u^{NAIRU}$  hängt also von der Höhe der Inflationsrate ab. Sie übersteigt die niedrigstmögliche stabile Arbeitslosenquote  $u^{ls}$  immer dann, wenn der Reallohnkeil größer als null ist. Beim Vorliegen von Abwärtsnominallohnrigiditäten ist dies bei zu niedrigen Inflationsraten der Fall.

Schließlich kann auch die Zusatzarbeitslosigkeit als eine Funktion der Inflationsrate ermittelt werden:

$$u^{xs}(\pi) = u^{NAIRU}(\pi) - u^{ls} = \frac{1}{a} RWW(\pi) \quad (6.11)$$

Die einzig dabei fehlende Information ist der Parameter  $a$ . Die in der Literatur verwendeten Schätzwerte für  $a$  variieren zwischen 0.2 und 0.6. Im Rahmen dieser Untersuchung folge ich Knoppik und Beissinger (2003) und berechne die Zusatzarbeitslosigkeit für drei unterschiedliche Werte von  $a$  (für  $a = 0.2, 0.4$  und  $0.6$ ).

Tabelle 7 präsentiert die resultierenden Schätzergebnisse für diese drei alternativen Werte von  $a$  für jeweils drei unterschiedliche Messfehler-Modellvarianten (NME, MME und CMME). Bei Nullinflation für  $a = 0.4$  variiert die Zusatzarbeitslosigkeit im Rahmen der MME- und CMME-Modelle zwischen 1.14 und 1.67 Prozent. (Zum Vergleich: Die entsprechenden Werte in Knoppik und Beissinger (2003) variierten zwischen 0.74 und 1.02 Prozent.) Für  $a = 0.2$  sind die Effekte nach unten starrer Nominallöhne auf die Zusatzarbeitslosigkeit deutlich größer. Bei Nullinflation variieren die Werte für MME- und CMME-Modellvarianten zwischen 2.29 und 3.35 Prozent. Für  $a = 0.6$  sind die Effekte der nach unten starren Nominallöhne auf die Zusatzarbeitslosigkeit am geringsten. Die Zusatzarbeitslosigkeit liegt hier für die MME- und CMME-Spezifikationen zwischen 0.76 und 1.12 Prozent.

In den Abbildungen 2 und 3 sind die stilisierten Phillips-Kurven für Arbeiter und Angestellte getrennt für jeweils zwei alternative Messfehlerspezifikationen (CMME und MME) dargestellt. Die Abbildungen liefern einen zusätzlichen (visuellen) Beweis für den adversen Effekt der Kombination von Abwärtsnominallohnrigidität und zu niedriger Inflationsrate auf die Arbeitslosigkeit.

## 7 Abwärtsnominallohnrigidität und die „Lucas Kritik“

Wie schon am Anfang dieses Papiers erwähnt, bietet der zugrunde liegende Datensatz eine einzigartige Möglichkeit zur Überprüfung der Kritik an Akerlof u. a. (1996) von Gordon (1996), Mankiw (1996) und Hogan (1998). Diese Autoren weisen darauf hin, dass die Untersuchung von Abwärtsnominallohnrigiditäten und deren realen Effekte in einer Welt mit höhe-

rer Inflation keine korrekten Schlüsse auf eine Welt mit niedriger Inflation zulässt, weil das optimale Verhalten der Individuen in Bezug auf die Abwärtsnominallohnrigiditäten in unterschiedlichen makroökonomischen Umgebungen unterschiedlich ist. Die Kritik dieser Autoren stellt insofern eine Variante der „Lucas Kritik“ dar, dass auch hier im Sinne von Lucas (1976) davon ausgegangen wird, dass die Struktur eines makroökonomischen Modells nicht unverändert bleibt, falls sich die ökonomische Umwelt ändert, weil sich die optimalen Entscheidungsregeln der Wirtschaftssubjekte systematisch an die Veränderungen der ökonomischen Umwelt anpassen werden. So argumentiert z. B. Mankiw (1996): „... if there is downward wage rigidity in our economy, it might well decrease in a regime of price stability. To some extent, downward wage rigidity is based on workers' sense of what is fair treatment by their employers. Yet notions of fairness surely depend on the environment. In a world of price stability, falling nominal wages would be more common, and aversion to them would be reduced, at least to some extent.“<sup>19</sup>

Andere Ökonomen vertreten die Meinung, dass die Abwärtsnominallohnrigiditäten auch in Niedriginflationen ein Beharrungsvermögen aufweisen, weil sie nicht nur isoliert durch Fairness, sondern auch durch institutionelle Gegebenheiten auf dem Arbeitsmarkt erklärt werden. So argumentiert z. B. Holden (2004): „...The fact that many labour market participants find nominal wage cuts unfair may also contribute to the continued existence of legal protection of nominal wages. Such protection makes wage cuts rare even in a low-inflation environment, thus preventing Gordons' (1996) argument that the fairness considerations will be undermined by wage cuts being too common.“

Da die IABS-Regionalstichprobe sowohl Jahre mit hoher als auch mit sehr niedriger Inflation enthält, kann das Verhalten der Individuen in Niedriginflationen und somit die Kritik von Gordon (1996), Mankiw (1996) und Hogan (1998), sowie die Überlegung von Holden (2004) direkt überprüft werden. Dafür wird der gesamte Untersuchungszeitraum in vier Zeitintervalle aufgeteilt<sup>20</sup>. Für diese Zeitintervalle werden Dummies generiert und diese als erklärende Variablen für  $\rho$  bei den Schätzungen berücksichtigt. Die erste Periode umfasst die Jahre von

<sup>19</sup> Man beachte, dass die Kritik dieser Autoren sich auf die bedingte Wahrscheinlichkeit ( $\rho$ ) bezieht, die den Anteil aller durch die Abwärtsnominallohnrigidität verhinderten Nominallohnkürzungen angibt. Zu unterscheiden ist hiervon die (unbedingte) Wahrscheinlichkeit ( $r_{it}$ ) bzw. deren aggregierter Wert, der den Anteil der von der Abwärtsnominallohnrigidität betroffenen Beobachtungen darstellt. Dieser ist bei gleichem  $\rho$  umso größer, je niedriger die Inflationsrate ist (vgl. Abschnitt 6).

<sup>20</sup> Die zweite Identifikationsstrategie des hier verwendeten Earnings-Function-Ansatzes basiert auf dem Prinzip der gemeinsamen Variation der Lage der gewünschten kontrafaktischen und der Form der tatsächlichen faktischen Lohnänderungsverteilung. Deshalb können hier für die Überprüfung der „Lucas Kritik“ die Rigiditätsgrade nicht für die einzelnen Jahre, sondern nur für die Zeitintervalle geschätzt werden, damit eine gewisse Variation der Lage der Lohnänderungsverteilung vorliegt.

1976 bis 1983, die zweite von 1984 bis 1988, die dritte von 1989 bis 1994 und schließlich die vierte von 1995 bis 2001. Der gewählten Aufteilung liegen folgende Überlegungen zugrunde: Periode I (1976-1983) wird durch die zweite Ölkrise charakterisiert. Die durchschnittliche Inflationsrate dieser Periode beträgt 4.37 Prozent (vgl. Tabelle 8). In der Periode II (1984-1988) sind die Nachwirkungen der zweiten Ölkrise vorbei. Diese Periode stellt die Phase mit den niedrigsten Inflationsraten dar. Die durchschnittliche Inflationsrate dieser Periode liegt bei 1.18 Prozent. Periode III (1989-1994) mit der durchschnittlichen Inflationsrate von 3.23 Prozent wird durch die Wiedervereinigung Deutschlands charakterisiert. Periode IV (1995-2001) umfasst die Phase der Vorbereitung und Durchführung der letzten Stufe zur Europäischen Wirtschafts- und Währungsunion. Die durchschnittliche Inflationsrate dieser Periode beträgt 1.53 Prozent.<sup>21</sup>

Tabelle 9 präsentiert die Schätzergebnisse für Rigiditätsgrade in den einzelnen Perioden. Für beide Beschäftigtengruppen (Arbeiter und Angestellten) wird im Rahmen der MME- und CMME-Modelle eine signifikante Abnahme des Rigiditätsgrades über die Zeit beobachtet. So beträgt  $\hat{\rho}$  in der Periode I (rig7683) für Arbeiter im Rahmen der MME-Modellvariante 92.5 Prozent. In der Periode II beträgt  $\hat{\rho}$  (rig8488) 65.3 Prozent. In der dritten Periode liegt  $\hat{\rho}$  (rig8994) bei 59.6 und in der Periode IV (rig9501) bei 50.4 Prozent.

Für Angestellte im Rahmen des MME-Modells und für beide Beschäftigtengruppen im Rahmen des CMME-Modells wird der Rigiditätsgrad in der ersten Beobachtungsperiode auf fast 100 Prozent geschätzt, was für diesen Zeitraum mit der mittleren Inflationsrate von 4,37 Prozent und einem Produktivitätswachstum von durchschnittlich 2,6 Prozent auch plausibel erscheint.<sup>22</sup>

Die hohen Standardfehler von  $\hat{\alpha}$  in der ersten Untersuchungsperiode lassen sich durch die nichtlineare funktionale Form von  $\rho$  (s. Gleichung (3.4)) erklären. Falls  $\rho$  nahe oder gleich eins ist, verläuft diese Funktion sehr flach, so dass die erste Ableitung dieser Funktion sehr kleine Werte nahe null oder den Wert Null annimmt. Da für die asymptotische Verteilung des ML-Schätzers  $\hat{\theta}$

<sup>21</sup> Im Rahmen dieser Arbeit wurden auch andere Aufteilungsmöglichkeiten des gesamten Beobachtungszeitraums untersucht (z. B. die Aufteilung in gleichlange Zeitintervalle). Unter Berücksichtigung der inhaltlichen Überlegungen erscheint mir aber die gewählte Aufteilung als die sinnvollere, zumal die abnehmende Tendenz des Rigiditätsgrades über den gesamten Untersuchungszeitraum auch bei anderen Aufteilungsmöglichkeiten erhalten bleibt.

<sup>22</sup> Man beachte, dass dieser Wert einen von Stata gerundeten Wert darstellt. In Wirklichkeit ist  $\hat{\rho}$  hier sehr nahe eins, aber nicht exakt eins.  $\hat{\rho}=1$  würde wegen der hier verwendeten funktionalen Form für  $\rho$  (s. Gleichung (3.4))  $\alpha=-\infty$  implizieren.

$$\hat{\theta} \overset{a}{\sim} N[\theta_0, \{I(\theta_0)\}^{-1}] \quad (7.12)$$

mit

$$[\hat{I}(\hat{\theta})]^{-1} = \left[ \sum_{i=1}^n \hat{g}_i \hat{g}_i' \right]^{-1} \quad (7.13)$$

und

$$\hat{g}_i = \frac{\partial \ln f(\mathbf{x}_i, \hat{\theta})}{\partial \hat{\theta}} \quad (7.14)$$

gilt, kann die geschätzte Varianz von  $\hat{\alpha}$  einfach als Kehrwert der Summe von den quadrierten ersten Ableitungen interpretiert werden.<sup>23</sup> Dies erklärt den hohen Schätzwert für den Standardfehler von  $\hat{\alpha}$ .

Durch die Ergebnisse der vorliegenden Untersuchung wird die hier überprüfte Variante der „Lucas Kritik“ gestützt: Das Ausmaß der Abwärtsnominallohnrigidität sinkt in Phasen mit niedriger Inflation. Allerdings ist die abnehmende Tendenz von  $\rho$  über den gesamten Beobachtungszeitraum mit dem Verlauf der mittleren Inflationsraten der einzelnen Perioden nicht monoton. In der dritten Periode (1989-1994) ist die mittlere Inflationsrate höher als in der zweiten Periode (1984-1988), der Rigiditätsgrad sinkt aber weiterhin. Möglicherweise spielen hier die Niedriginflationserfahrungen der Wirtschaftssubjekte aus den Vorperioden eine Rolle. Das Abnehmen des Rigiditätsgrades im Zeitverlauf kann zum Teil aber auch auf andere, hier nicht berücksichtigte Faktoren zurückgeführt werden, wie z. B. die sinkende Verhandlungsmacht der Arbeitnehmer im beobachteten Zeitraum.

Die Überlegungen von Holden (2004), dass nach unten starre Nominallöhne auch in Niedriginflationsjahren ein Beharrungsvermögen aufweisen, lassen sich also durch diese Untersuchung nicht bestätigen.

---

<sup>23</sup> Siehe Green (2003), S.480-481, sowie Davidson und MacKinnon (2004), S. 415 ff.

## 8 Zusammenfassung

In diesem Beitrag wurden sowohl das Ausmaß, als auch die realwirtschaftlichen Konsequenzen nach unten starrer Nominallöhne in Deutschland auf Grundlage der IAB- Regionalstichprobe (1975-2001) untersucht. Außerdem wurde im Beitrag im Unterschied zu den vorliegenden Untersuchungen für Deutschland die Abhängigkeit der Abwärtsnominallohnrigidität vom inflationären Umfeld analysiert.

Die Schätzung der Abwärtsnominallohnrigidität erfolgte mithilfe der proportionalen Variante des Earnings-Function-Ansatzes zum einen durch die Modellierung der Determinanten der Lohnänderung und zum anderen durch explizite Berücksichtigung der Messfehler, die hier vor allem die Variation in den Arbeitsstunden abfangen sollten. Die Maximum-Likelihood-Schätzungen wurden für Arbeiter und Angestellte jeweils für drei alternative Messfehlerspezifikationen (NME, MME und CMME), sowie für West- und Ost-Deutschland getrennt durchgeführt. Die Ergebnisse der Untersuchung zeigen, dass das Ausmaß der Abwärtsnominallohnstarrheit in Deutschland erheblich ist. Gemäß der hier präferierten CMME-Modellvariante können 78 Prozent der gewünschten Nominallohnkürzungen bei Arbeitern und 86 Prozent bei Angestellten in West-Deutschland aufgrund von Abwärtsnominallohnrigidität nicht durchgeführt werden. In Ost-Deutschland beträgt der Anteil der verhinderten Nominallohnkürzungen fast 89 Prozent bei Arbeitern und 86 Prozent bei Angestellten.

Für die Analyse realer Konsequenzen der vorliegenden Abwärtsnominallohnrigidität wurden der Anteil der von der Abwärtsnominallohnrigidität betroffenen Beobachtungen, die Zunahme des individuell erwarteten Lohnwachstums („sweep up“), sowie der Reallohnkeil zwischen dem tatsächlichen und dem gewünschten Reallohn („real wage wedge“) sowohl für die beobachtete Inflation als auch für die alternativen Inflationspolitiken berechnet. Im Rahmen der präferierten Spezifikation werden bei der beobachteten Inflationsrate fast 14 Prozent aller Arbeiter und 10 Prozent aller Angestellten von den erforderlichen Nominallohnkürzungen verschont. Das individuell erwartete Lohnwachstum liegt bei Angestellten um 0.18 Prozentpunkte und bei Arbeitern um 0.31 Prozentpunkte höher als das gewünschte erwartete Lohnwachstum. Weiterhin zeigen die Ergebnisse, dass diese Effekte der nach unten starren Nominallöhne umso höher sind, je geringer die Inflationsrate ist. Für Inflationsraten, die kleiner als zwei Prozent sind, können die Effekte nicht mehr vernachlässigt werden.

Schließlich wurden Auswirkungen der geschätzten Abwärtsnominallohnrigidität auf die gleichgewichtige Arbeitslosenquote NAIRU bei unterschiedlichen Inflationspolitiken unter-

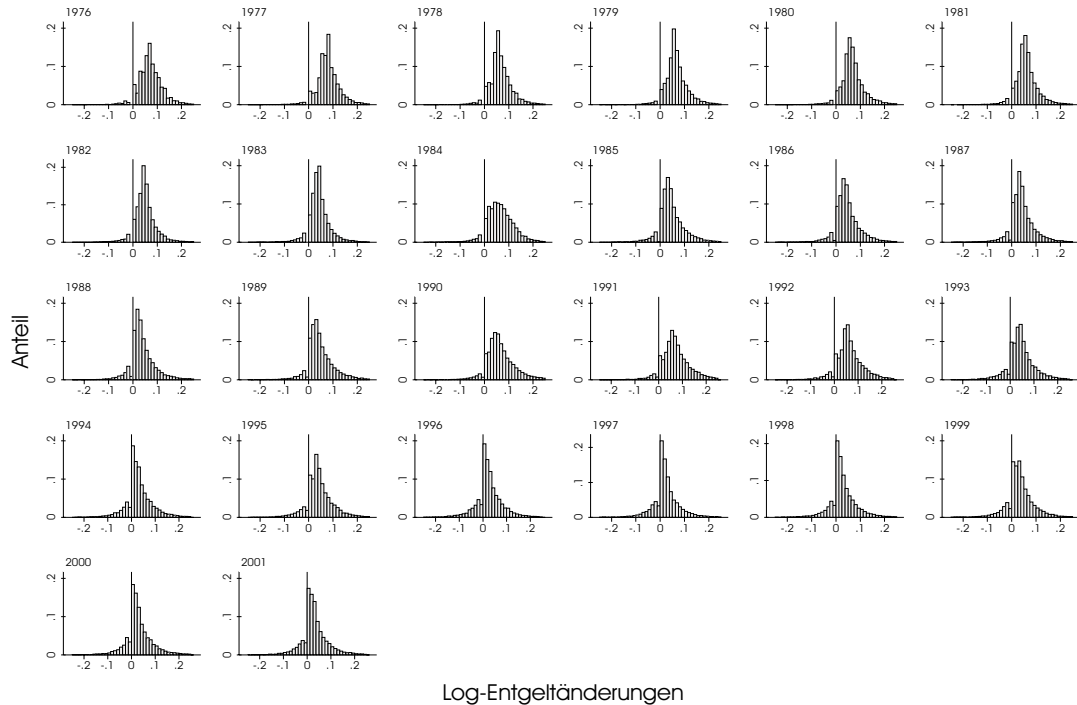


sucht. Dafür wurde die langfristige Phillips-Kurve von Akerlof u. a. (1996) mit geschätzten Werten für den Reallohnkeil kombiniert. Die Effekte der nach unten starren Nominallöhne auf die langfristige Arbeitslosenquote variieren dabei sehr stark in Abhängigkeit von der Größe des Parameters  $a$  der Phillips-Kurve, der die Reaktion der Inflationsrate auf die Abweichung von der niedrigstmöglichen gleichgewichtigen Arbeitslosenquote angibt. Im Rahmen dieser Untersuchung wurden drei alternative, in der Literatur oft verwendete Werte für diesen Parameter berücksichtigt. Bei Nullinflation und  $a = 0.4$  beträgt die durch Abwärtsnominallohnrigidität verursachte Zusatarbeitslosigkeit 1.27 Prozent bei Angestellten und 1.67 Prozent bei Arbeitern. Wenn man die hohen Schätzwerte des Rigiditätsgrades bedenkt, scheinen das relativ moderate Abweichungen der NAIRU von der niedrigstmöglichen gleichgewichtigen Arbeitslosenquote zu sein. Dennoch sind diese realen Effekte nach unten starrer Nominallöhne keinesfalls vernachlässigbar.

Bei der Überprüfung der Kritik von Gordon (1996), Mankiw (1996) und Hogan (1998) wurde für beide Beschäftigtengruppen (Arbeiter und Angestellten) eine signifikante Abnahme des Rigiditätsgrades in Phasen mit niedriger Inflation festgestellt. Die vorliegende Untersuchung bestätigt somit die Kritik dieser Autoren. Die abnehmende Tendenz von  $\rho$  über den gesamten Beobachtungszeitraum ist aber mit dem Verlauf der mittleren Inflationsraten der einzelnen Perioden nicht monoton. In der dritten Periode ist die mittlere Inflationsrate höher als in der zweiten, der Rigiditätsgrad sinkt aber weiterhin. Möglicherweise spielen hier die Niedriginflationserfahrungen der Wirtschaftssubjekte aus den Vorperioden eine Rolle. Das Abnehmen des Rigiditätsgrades im Zeitverlauf kann zum Teil aber auch auf andere, hier nicht berücksichtigte Faktoren zurückgeführt werden, wie z. B. die sinkende Verhandlungsmacht der Arbeitnehmer im beobachteten Zeitraum.

## Anhang A (Abbildungen)

**Abbildung 1: Jährliche Entgeltänderungsverteilungen für Angestellte in West-Deutschland.**



**Abbildung 2: Jährliche Entgeltänderungsverteilungen für Arbeiter in West-Deutschland.**

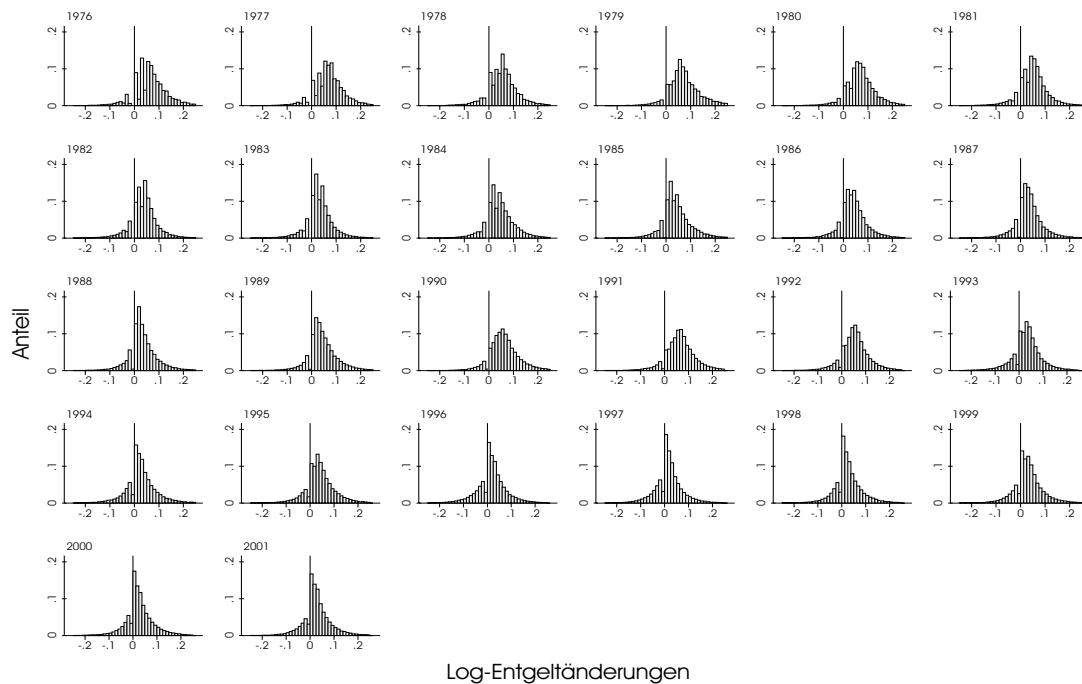
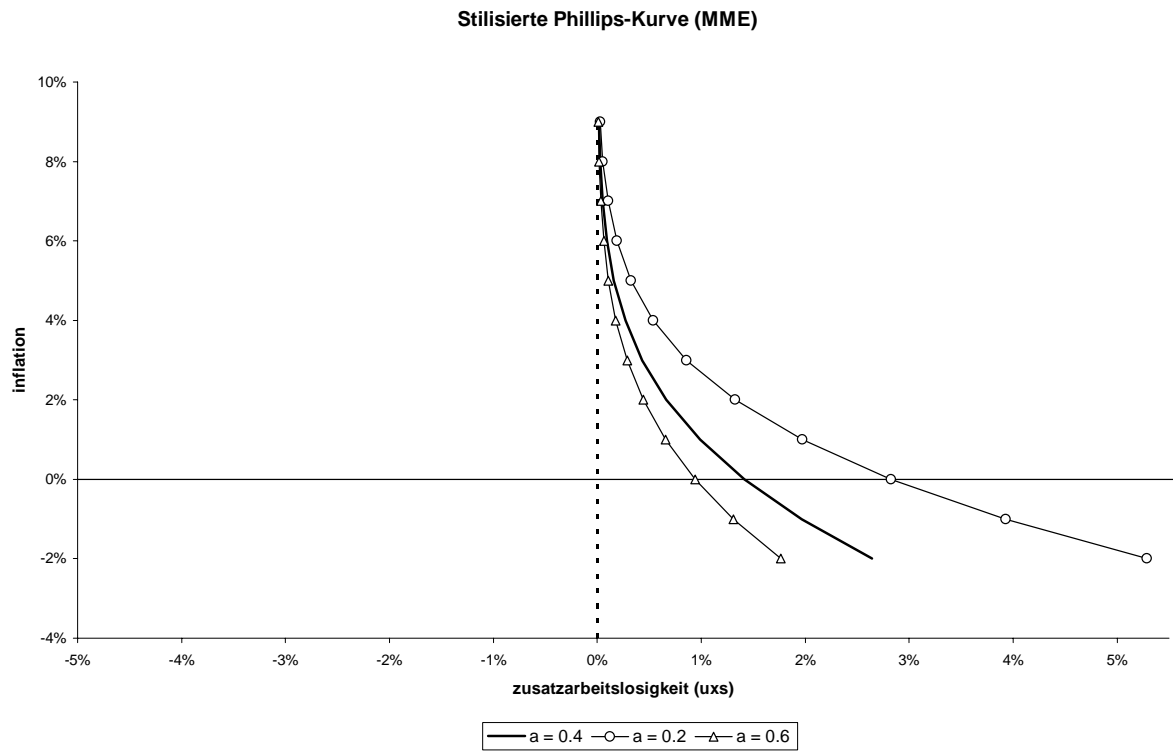
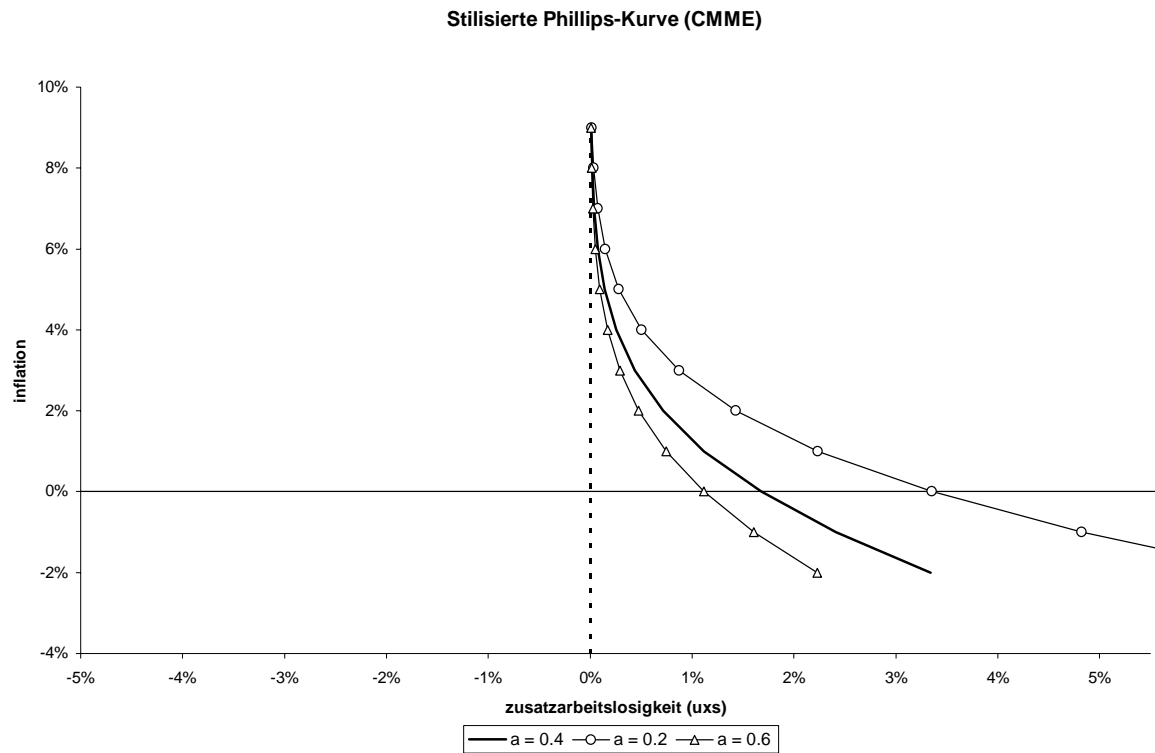
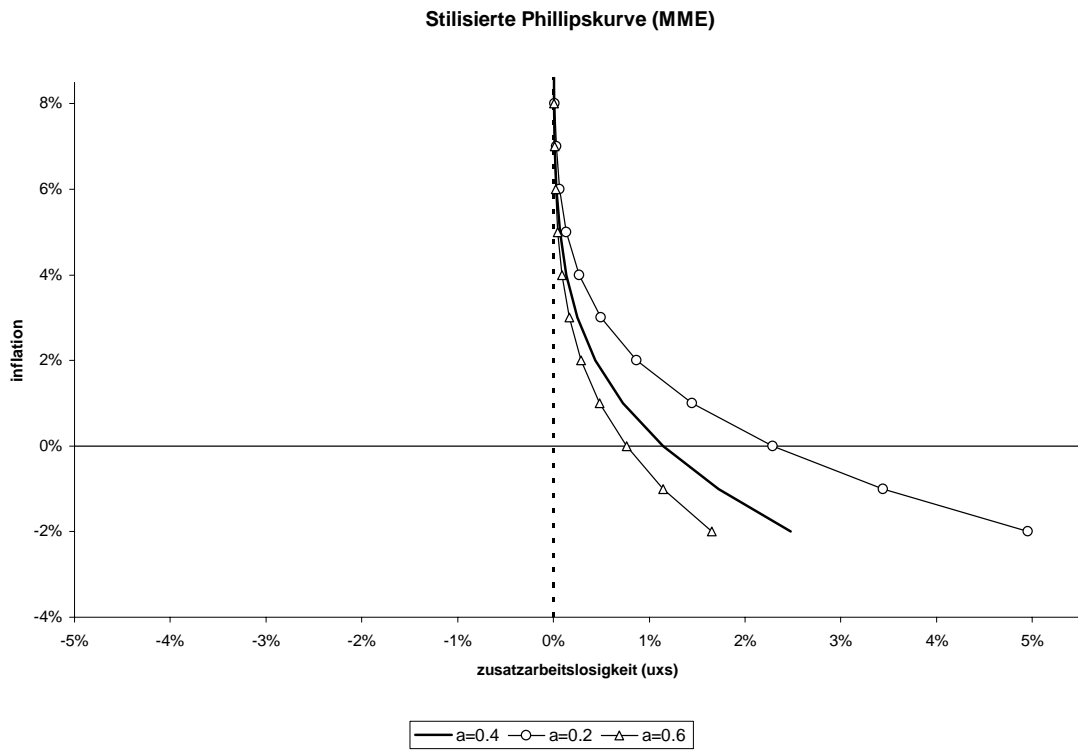
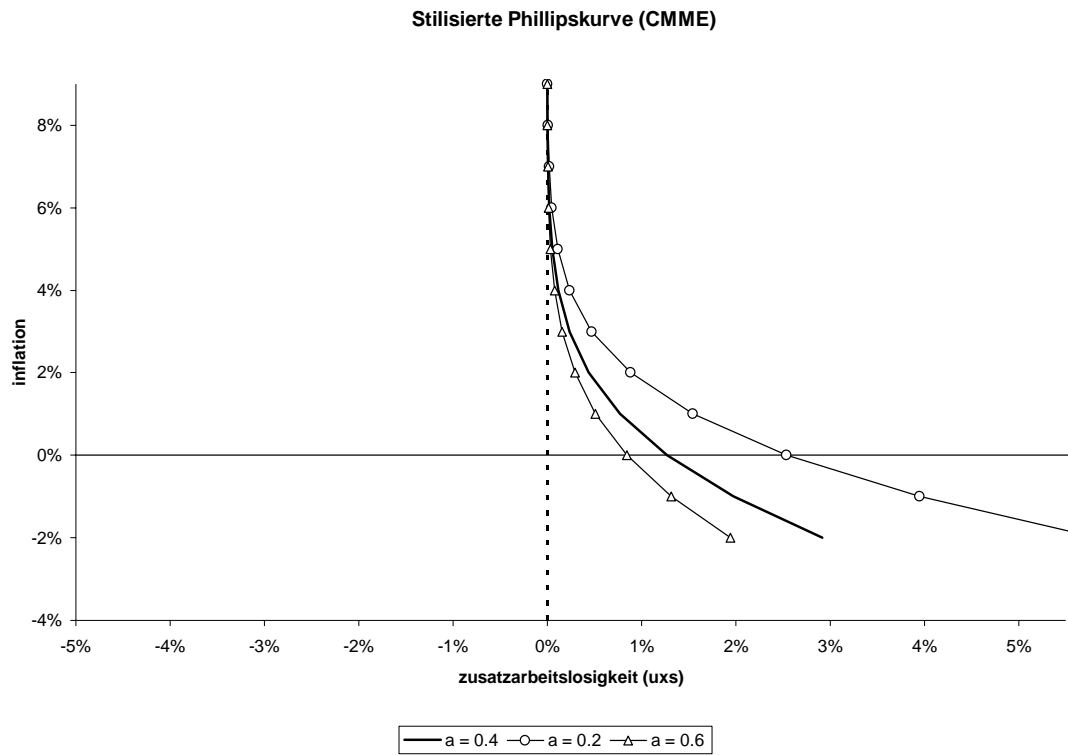


Abbildung 3: Stilisierte Phillips-Kurven (Arbeiter).



**Abbildung 4: Stilisierte Phillips-Kurven (Angestellte)**

## Anhang B (Tabellen)

**Tabelle 1: Ausgewählte Studien mit EFA.**

Land	Autoren	Daten	Typ der Rigidität	Ausmaß der Rigidität
USA	Altonji und Devereux (1999)	PSID	threshold, nominal	sehr hoch
DEU	Fehr, Goette und Pfeiffer (2002)	IABS (1975-95)	threshold, contractual/ nominal	hoch, tarifliche LR dominieren die nominale
	Knoppik und Beissinger (2003)	IABS (1975-95)	proportional, nominal	nominal hoch bis sehr hoch
	Bauer, Bonin und Sunde (2003)	IABS-R (1975-97)	proportional, real/ nominal	hoch, reale LR dominieren die nominale
	Pfeiffer (2003)	IABS (1975-95)	threshold, tariflich/ nominal	hoch, tarifliche LR dominieren die nominale
	Cornelißen und Hübler (2005)	GSOEP	proportional nominal/real	real hoch, nominal niedrig
	diese Untersuchung	IABS-R (1975-01)	proportional nominal	sehr hoch
ITA	Devicienti (2002)	INPS	proportional, nominal	hoch
	Devicienti, Maida und Sestito (2003)	INPS	proportional, real/ nominal	real hoch, nominal niedrig
SWE	Ekberg (2004)	SAF	proportional, nominal	hoch
GBR	Barwell und Schweitzer (2004)	NESPD	threshold, real/ nominal	real hoch, nominal moderat
CHE	Fehr und Goette (2003)	SLFS/ SIF	(indiv.) threshold, nominal	sehr hoch
JAP	Kuroda und Yamamoto (2003)	YPSC	threshold, nominal	moderat

Anmerkungen zu Daten:

PSID (Panel Study of Income Dynamics), IABS (IAB- Beschäftigtenstichprobe), IABS-R (Regionalfile der IAB-Beschäftigtenstichprobe), GSOEP (German Socio-Economic Panel), INPS (Istituto Nazionale della Previdenza Sociale), SAF (data collected and compiled by the Confederation of Swedish Enterprise), NESPD(New Earnings Survey Panel Dataset), SLFS (Swiss Labour Force Survey), SIF (Social Insurance Files), YPSC (Japanese Panel Survey of Consumers).

**Tabelle 2: Ergebnisse für West-Deutschland (1975-2001).**

West	Arbeiter			Angestellte		
	NME	MME	CMME	NME	MME	CMME
DYL						
cons	0.08901***	0.04319***	0.04006***	0.05836***	0.06529***	0.06267***
D8401	-0.00861***	-0.00655***	-0.00477***	-0.01898***	-0.00265***	-0.00194***
D1u	-1.19874***	-1.19709***	-1.12994***	-1.74186***	-0.91565***	-0.88947***
D2u	-0.75019***	-0.71294***	-0.71058***	-0.80174***	-0.66049***	-0.65827***
D3u	-0.03429*	-0.04561***	-0.04003**	0.03880*	-0.04164***	-0.04303***
inf	0.47039***	0.40966***	0.41118***	0.30457***	0.54482***	0.54828***
I1	0.26475***	0.33182***	0.33811***	0.35741***	0.30051***	0.30562***
I2	0.26486***	0.25852***	0.25070***	0.33803***	0.15466***	0.14610***
exp	-0.00465***	-0.00152***	-0.00141***	-0.00260***	-0.00307***	-0.00291***
expsq	0.00006***	0.00002***	0.00002***	0.00003***	0.00004***	0.00004***
biD2	-0.00280***	-0.00016	-0.00016	-0.00140***	-0.00128**	-0.00140**
natD	0.00285***	0.00037	0.00051**	0.00139***	0.00022	0.00004
stDFach	0.00129	0.00093**	0.00086**	0.00090	0.00132	0.00132
stDMeist	0.01250***	0.00709***	0.00711***	0.01434***	0.00917***	0.00857***
stDAnges	0.01158***	0.00916***	0.00859***	0.01647***	0.00861***	0.00794***
$\hat{\sigma}_\varepsilon$	0.06396***	0.04343***	0.03904***	0.07638***	0.03554***	0.03290***
$\hat{\sigma}_\mu$	0.02488***	0.11046***	0.07570***	0.03046***	0.11049***	0.07307***
$\hat{\rho}$	0.75928***	0.58813***	0.78375***	0.76259***	0.70056***	0.86439***
n		0.74638***	0.61116***		0.79172***	0.69805***
c			0.05867***			0.04649***
$\hat{\sigma}_{\mu c}$			0.16345***			0.17109***
N	561867	561867	561867	510479	510479	510479
ln L	735173.04	527876.9	529851.71	729341.19	610915.8	613502.33

**Anmerkungen:**

DYL ist die abhängige Variable (Log Entgelt-Differenzen).  $\rho$ ,  $\sigma_\varepsilon$ ,  $\sigma_\mu$ ,  $n$ ,  $c$ ,  $\sigma_{\mu c}$  sind Parameter der NME-, MME-, CMME-Modelle (siehe Text). exp: Erfahrung. expsq: quadrierte Erfahrung. biD2: Dummy für die Bildungskategorie 2. natD: Dummy für die Nationalität. stD\*: Dummies für „Stellung im Beruf“. cons: Konstante. D8401: Dummy für das Jahr 1984 wg. dem Strukturbruch. inf, I1, I2: aktuelle und verzögerte Werte der Inflation. D1u, D2u, D3u: aktuelle und verzögerte Änderungsraten der Arbeitslosenquote. ln L: Wert der Log-Likelihood. Der Wert der Log-Likelihood ist zwischen NME- und anderen zwei Messfehlermodellen nicht vergleichbar. N: Anzahl der Beobachtungen.

Weitere Variablen, die bei den Schätzungen berücksichtigt, aber in der Tabelle nicht ausgewiesen wurden: 13 Dummies für 14 hier berücksichtigte Sektoren; Interaktionsterme zwischen der Bildungskategorie 2 und der Variable „Stellung im Beruf“; Schätzwert für  $\alpha$  (da  $\rho=1/(1+\exp(\alpha))$  ist, wird zunächst  $\hat{\alpha}$  geschätzt und  $\hat{\rho}$  dann mit der Delta-Methode ermittelt).

\*\*\*: Signifikanz auf dem 1 Prozent Niveau. \*\*: Signifikanz auf dem 5 Prozent Niveau. \*: Signifikanz auf dem 10 Prozent Niveau.

**Tabelle 3: Ergebnisse für West-Deutschland (1992-2001).**

West	Arbeiter			Angestellte		
	NME	MME	CMME	NME	MME	CMME
DYL						
cons	0.06023***	0.05727***	0.05454***	0.11339***	0.08493***	0.07904***
D94	-0.01338***	-0.01125***	-0.01160***	-0.02550***	-0.01679***	-0.01616***
D95	0.01408***	0.00589***	0.00492***	-0.00299**	-0.00227***	-0.00231***
D96	-0.02881***	-0.01815***	-0.01696***	-0.03536***	-0.02060***	-0.01904***
D97	-0.03470***	-0.02121***	-0.02015***	-0.04173***	-0.02379***	-0.02215***
D98	-0.01881***	-0.01366***	-0.01382***	-0.03180***	-0.01961***	-0.01869***
D99	-0.00514***	-0.00483***	-0.00476***	-0.01643***	-0.01022***	-0.00957***
D00	-0.01245***	-0.01055***	-0.01078***	-0.02439***	-0.01608***	-0.01530***
D01	-0.01153***	-0.00872***	-0.00878***	-0.02221***	-0.01406***	-0.01325***
exp	-0.00336***	-0.00159***	-0.00139***	-0.00555***	-0.00291***	-0.00256***
expsq	0.00004***	0.00002***	0.00002***	0.00007***	0.00004***	0.00003***
biD2	-0.00297***	0.00013	0.00010	-0.00453**	-0.00025	-0.00025
stDFach	-0.00100	-0.00048	-0.00016	0.00126	0.00114	0.00132
stDMeist	0.01029**	0.00215	0.00145	0.00461	0.00859*	0.00849**
stDAnges	0.01860***	0.00969***	0.00875***	0.00956***	0.00548***	0.00457***
$\hat{\sigma}_{\varepsilon}$	0.08977***	0.04286***	0.03377***	0.08453***	0.03584***	0.02947***
$\hat{\sigma}_{\mu}$	0.03086***	0.11166***	0.06510***	0.02610***	0.10917***	0.06453***
$\hat{\rho}$	0.84048***	0.45610***	0.76035***	0.85837***	0.56795***	0.84907***
$n$		0.75164***	0.49399***		0.74284***	0.55282***
$\hat{\sigma}_{\mu c}$			0.15521***			0.16028***
$c$			0.08316***			0.07494***
N	698547	698547	698547	157923	157923	157923
ln L	952106.28	611731.87	615430.65	227696.11	157712.8	159004.98

Anmerkungen:

DYL ist die abhängige Variable (Log Entgelt-Differenzen).  $\rho$ ,  $\sigma_{\varepsilon}$ ,  $\sigma_{\mu}$ ,  $n$ ,  $c$ ,  $\sigma_{\mu c}$  sind Parameter der NME-, MME-, CMME-Modelle (siehe Text). exp: Erfahrung. expsq: quadrierte Erfahrung. biD2: Dummy für die Bildungskategorie 2. D\*: Jahresdummies. stD\*: Dummies für „Stellung im Beruf“. cons: Konstante. ln L: Wert der Log-Likelihood. Der Wert der Log-Likelihood ist zwischen NME- und anderen zwei Messfehlermodellen nicht vergleichbar. N: Anzahl der Beobachtungen.

Weitere Variablen, die bei den Schätzungen berücksichtigt, aber in der Tabelle nicht ausgewiesen wurden: 13 Dummies für 14 hier berücksichtigte Sektoren; Interaktionsterme zwischen der Bildungskategorie 2 und der Variable „Stellung im Beruf“.

\*\*\*: Signifikanz auf dem 1 Prozent Niveau. \*\*: Signifikanz auf dem 5 Prozent Niveau. \*: Signifikanz auf dem 10 Prozent Niveau.

**Tabelle 4: Ergebnisse für Ost-Deutschland (1992-2001).**

Ost	Arbeiter			Angestellte		
	NME	MME	CMME	NME	MME	CMME
DYL						
cons	0.16333***	0.14599***	0.15207***	0.18396***	0.16824***	0.17161***
D94	-0.06767***	-0.06193***	-0.06317***	-0.07455***	-0.07002***	-0.06972***
D95	-0.08316***	-0.07298***	-0.07551***	-0.08234***	-0.07524***	-0.07542***
D96	-0.12499***	-0.10060***	-0.10955***	-0.12736***	-0.10649***	-0.10980***
D97	-0.15428***	-0.11827***	-0.13517***	-0.15228***	-0.12325***	-0.13039***
D98	-0.16698***	-0.12379***	-0.14407***	-0.16540***	-0.12708***	-0.13585***
D99	-0.15171***	-0.11512***	-0.13230***	-0.14572***	-0.11539***	-0.12184***
D00	-0.16466***	-0.12347***	-0.14435***	-0.17039***	-0.12951***	-0.13964***
D01	-0.14957***	-0.11279***	-0.12968***	-0.15273***	-0.11849***	-0.12573***
exp	-0.00105***	-0.00039***	-0.00049***	-0.00205***	-0.00112***	-0.00121***
expsq	0.000004	0.000002	0.000004	0.00002**	0.00001	0.00001
biD2	-0.00271	-0.00085	-0.00153	-0.00046	0.00135	0.00134
stDAnges	0.01857	0.01701	0.01965	0.02520*	0.01767**	0.02024**
stDFach	0.00011	0.00031	0.00013	0.01606	0.01422	0.01601
stDMeist	-0.01765**	-0.01594**	-0.02327***	0.00595**	-0.00269***	-0.00709***
$\hat{\sigma}_{\varepsilon}$	0.09703***	0.06372***	0.06808***	0.09744***	0.06010***	0.06204***
$\hat{\sigma}_{\mu}$	0.03452***	0.14170***	0.04800***	0.03065***	0.14634***	0.04289***
$\hat{\rho}$	0.82454***	0.46324***	0.88673***	0.83107***	0.53406***	0.86480***
$n$		0.85306***	0.37914***		0.84338***	0.47219***
$\hat{\sigma}_{\mu c}$			0.15955***			0.15849***
$c$			0.09881***			0.12260***
N	125342	125342	125342	26207	26207	26207
ln L	150947.22	75096.98	75551.521	31822.353	17183.901	17244.359

Anmerkungen:

DYL ist die abhängige Variable (Log Entgelt-Differenzen).  $\rho$ ,  $\sigma_{\varepsilon}$ ,  $\sigma_{\mu}$ ,  $n$ ,  $c$ ,  $\sigma_{\mu c}$  sind Parameter der NME-, MME-, CMME-Modelle (siehe Text). exp: Erfahrung. expsq: quadrierte Erfahrung. biD2: Dummy für die Bildungskategorie 2. D\*: Jahresdummies. stD\*: Dummies für „Stellung im Beruf“. cons: Konstante. ln L: Wert der Log-Likelihood. Der Wert der Log-Likelihood ist zwischen NME- und anderen zwei Messfehlermodellen nicht vergleichbar. N: Anzahl der Beobachtungen.

Weitere Variablen, die bei den Schätzungen berücksichtigt, aber in der Tabelle nicht ausgewiesen wurden: 13 Dummies für 14 hier berücksichtigte Sektoren; Interaktionsterme zwischen der Bildungskategorie 2 und der Variable „Stellung im Beruf“.

\*\*\*: Signifikanz auf dem 1 Prozent Niveau. \*\*: Signifikanz auf dem 5 Prozent Niveau. \*: Signifikanz auf dem 10 Prozent Niveau.



**Tabelle 5: Schätzwerte für  $R$  bzw.  $R(\pi)$  (in %).**

		Arbeiter			Angestellte		
Inflation $\pi$		NME	MME	CMME	NME	MME	CMME
$\hat{\rho}$		75.93	58.81	78.37	76.26	70.06	86.44
$\hat{\sigma}_{\varepsilon}$		6.40	4.34	3.90	7.64	3.55	3.29
R		27.57	11.59	13.72	20.49	9.06	10.02
R( $\pi$ )	-2	39.37	29.84	41.06	36.93	33.88	42.55
	-1	35.45	24.55	33.22	32.39	26.55	32.80
	0	31.56	19.51	25.74	27.98	19.79	23.85
	1	27.79	14.93	19.05	23.78	13.97	16.29
	2	24.18	10.99	13.44	19.88	9.32	10.41
	3	20.78	7.77	9.01	16.33	5.86	6.20
	4	17.64	5.26	5.73	13.18	3.46	3.44
	5	14.78	3.42	3.45	10.44	1.92	1.77
	6	12.23	2.12	1.97	8.12	1.00	0.84
	7	9.98	1.26	1.06	6.19	0.48	0.37
	8	8.03	0.71	0.54	4.63	0.22	0.15

**Tabelle 6: Schätzwerte für  $SU$  bzw.  $SU(\pi)$  (in %).**

		Arbeiter			Angestellte		
Inflation $\pi$		NME	MME	CMME	NME	MME	CMME
$\hat{\rho}$		75.93	58.81	78.37	76.26	70.06	86.44
$\hat{\sigma}_{\varepsilon}$		6.40	4.34	3.90	7.64	3.55	3.29
SU		1.50	0.30	0.31	0.85	0.18	0.18
SU( $\pi$ )	-2	2.48	1.06	1.34	1.92	0.99	1.17
	-1	2.10	0.79	0.96	1.57	0.69	0.79
	0	1.77	0.57	0.67	1.27	0.46	0.51
	1	1.47	0.39	0.45	1.01	0.29	0.31
	2	1.21	0.27	0.29	0.79	0.17	0.18
	3	0.99	0.17	0.17	0.61	0.10	0.09
	4	0.79	0.11	0.10	0.47	0.05	0.05
	5	0.63	0.06	0.06	0.35	0.03	0.02
	6	0.50	0.04	0.03	0.26	0.01	0.01
	7	0.39	0.02	0.01	0.19	0.01	0.00
	8	0.30	0.01	0.01	0.13	0.00	0.00

**Tabelle 7: Zusatzarbeitslosigkeit (in %).**

		Arbeiter			Angestellte		
<b>a=0.4</b>	Inflation $\pi$	NME	MME	CMME	NME	MME	CMME
$u^{xs}(\pi)$	-2	6.19	2.64	3.34	4.80	2.48	2.92
	-1	5.26	1.96	2.41	3.93	1.72	1.98
	0	4.42	1.41	1.67	3.18	1.14	1.27
	1	3.68	0.99	1.12	2.53	0.72	0.77
	2	3.03	0.66	0.71	1.99	0.44	0.44
	3	2.47	0.43	0.44	1.54	0.25	0.24
	4	1.99	0.27	0.25	1.17	0.13	0.12
	5	1.58	0.16	0.14	0.87	0.07	0.06
	6	1.24	0.09	0.07	0.64	0.03	0.02
	7	0.97	0.05	0.04	0.46	0.01	0.01
	8	0.74	0.03	0.02	0.33	0.01	0.00
<b>a=0.2</b>							
$u^{xs}(\pi)$	-2	12.38	5.29	6.68	9.60	4.95	5.83
	-1	10.51	3.93	4.82	7.87	3.44	3.95
	0	8.84	2.83	3.35	6.36	2.29	2.54
	1	7.35	1.97	2.23	5.06	1.45	1.54
	2	6.05	1.33	1.43	3.97	0.87	0.88
	3	4.93	0.86	0.87	3.07	0.50	0.47
	4	3.97	0.54	0.51	2.33	0.27	0.24
	5	3.16	0.32	0.28	1.75	0.14	0.11
	6	2.49	0.19	0.15	1.28	0.06	0.05
	7	1.93	0.10	0.07	0.93	0.03	0.02
	8	1.49	0.05	0.03	0.66	0.01	0.01
<b>a=0.6</b>							
$u^{xs}(\pi)$	-2	4.13	1.76	2.23	3.20	1.65	1.94
	-1	3.50	1.31	1.61	2.62	1.15	1.32
	0	2.95	0.94	1.12	2.12	0.76	0.85
	1	2.45	0.66	0.74	1.69	0.48	0.51
	2	2.02	0.44	0.48	1.32	0.29	0.29
	3	1.64	0.29	0.29	1.02	0.17	0.16
	4	1.32	0.18	0.17	0.78	0.09	0.08
	5	1.05	0.11	0.09	0.58	0.05	0.04
	6	0.83	0.06	0.05	0.43	0.02	0.02
	7	0.64	0.03	0.02	0.31	0.01	0.01
	8	0.50	0.02	0.01	0.22	0.00	0.00

**Tabelle 8: Durchschnittliche Werte der Inflationsrate in den jeweiligen Zeitabschnitten (für die Überprüfung der „Lucas Kritik“).**

	1976-1983	1984-1988	1989-1994	1995-2001
durchschnittliche Inflationsrate	4.37%	1.18%	3.23%	1.53%

**Tabelle 9: Überprüfung der „Lucas Kritik“. Ergebnisse für West-Deutschland.**

	MME_worker		MME_salaried		CMME_worker		CMME_salaried	
DYL	Coef.	Std.Err.	Coef.	Std.Err.	Coef.	Std.Err.	Coef.	Std.Err.
_cons	0.0434	0.0005	0.0650	0.0006	0.0415	0.0005	0.0635	0.0006
D8401	-0.0079	0.0002	-0.0034	0.0001	-0.0067	0.0002	-0.0028	0.0001
D1u	-1.1460	0.0114	-0.8967	0.0093	-1.1220	0.0111	-0.8903	0.0092
D2u	-0.7011	0.0131	-0.6531	0.0111	-0.7005	0.0130	-0.6548	0.0110
D3u	-0.0638	0.0132	-0.0573	0.0110	-0.0634	0.0131	-0.0634	0.0109
Inf	0.3154	0.0097	0.2932	0.0080	0.3195	0.0096	0.2954	0.0079
Inf(-1)	0.2727	0.0134	0.1583	0.0113	0.2671	0.0133	0.1506	0.0111
Inf(-2)	0.4119	0.0000	0.5485	0.0000	0.4133	0.0000	0.5540	0.0000
exp	-0.0015	0.0000	-0.0030	0.0000	-0.0014	0.0000	-0.0030	0.0000
expsq	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
biD2	-0.0003	0.0003	-0.0012	0.0005	-0.0003	0.0003	-0.0013	0.0005
natDAusl	0.0006	0.0003	0.0002	0.0005	0.0006	0.0003	0.0000	0.0005
stDFach	0.0009	0.0004	0.0016	0.0010	0.0009	0.0004	0.0016	0.0010
stDMeist	0.0069	0.0020	0.0097	0.0012	0.0069	0.0020	0.0095	0.0012
stDAnge	0.0086	0.0009	0.0088	0.0005	0.0084	0.0008	0.0087	0.0005
$\sigma_\varepsilon$	0.0415	0.0001	0.0351	0.0001	0.0395	0.0001	0.0337	0.0001
$\sigma_\mu$	0.1067	0.0003	0.1096	0.0003	0.0798	0.0005	0.0781	0.0005
$n$	0.7147	0.0021	0.7861	0.0012	0.6377	0.0020	0.7269	0.0018
$c$					0.0505	0.0019	0.0407	0.0014
$\sigma_{\mu c}$					0.1680	0.0018	0.1756	0.0019
alfa7683	-2.5153	0.1099	-20.4537	811.77	-20.6682	640.61	-21.8545	1130.5
alfa8488	-0.6328	0.0239	-0.8778	0.0333	-0.8462	0.0332	-1.2411	0.0546
alfa8994	-0.3887	0.0235	-0.6486	0.0318	-0.5622	0.0310	-0.9768	0.0497
_cons	-0.0154	0.0154	-0.2790	0.0166	-0.3470	0.0180	-0.5991	0.0213
rig7683	0.9252	0.0076	1	0.0000	1	0.0000	1	0.0000
rig8488	0.6531	0.0054	0.7064	0.0069	0.6998	0.0070	0.7757	0.0095
rig8994	0.5960	0.0056	0.6567	0.0072	0.6370	0.0072	0.7265	0.0099
rig9501	0.5039	0.0038	0.5693	0.0041	0.5859	0.0044	0.6455	0.0049
lnL	530083.9		612973.4		532399.2		615312.1	
N	561867		510479		561867		510479	

**Anmerkungen:**

DYL ist die abhängige Variable (Log Entgelt-Differenzen).  $\sigma_\varepsilon$ ,  $\sigma_\mu$ ,  $n$ ,  $c$ ,  $\sigma_{\mu c}$  sind Parameter der MME- und CMME-Modelle. exp: Erfahrung. expsq: quadrierte Erfahrung. biD2: Dummy für die Bildungskategorie 2. natD: Dummy für die Nationalität. stD\*: Dummies für „Stellung im Beruf“. cons: Konstante. D8401: Dummy für das Jahr 1984 wg. dem Strukturbruch. inf, I1, I2: aktuelle und verzögerte Werte der Inflation. D1u, D2u, D3u: aktuelle und verzögerte Änderungsraten der Arbeitslosenquote. alfa\* Schätzwerte von alfa für die jeweiligen Perioden. rig\* Rigiditätsgrad in den jeweiligen Perioden. Weitere Variablen, die bei den Schätzungen berücksichtigt, aber in der Tabelle nicht ausgewiesen wurden: 13 Dummies für 14 hier berücksichtigte Sektoren; Interaktionsterme zwischen der Bildungskategorie 2 und der Variable „Stellung im Beruf“.

## Literaturverzeichnis

- Akerlof, G. A., Dickens, W. T. und Perry, G. L. (1996)**, The Macroeconomics of Low Inflation, *Brookings Papers on Economic Activity 1*, 1-59 [60-76].
- Altonji, J. G. und Devereux, P. J. (1999)**, The Extent and Consequences of Downward Nominal Wage Rigidity, *NBER Working Paper series 7236*.
- Altonji, J. G. und Devereux, P. J. (2000)**, *The Extent and Consequences of Downward Nominal Wage Rigidity*, in S.W. Polacheck (Hrsg.), Worker well being, *Research in Labour Economics*, 19, 383-431, Elsevier Science, North Holland, Amsterdam.
- Barwell, R. D. und Schweitzer, M. E. (2004)**, The Incidence of Nominal and Real Wage Rigidities in Great Britain: 1978-1998, EEA.
- Bauer, T., Bonin, H. und Sunde, U. (2003)**, Real and Nominal Wage Rigidities and the Rate of Inflation: Evidence from West German Microdata, IZA, 959.
- Beissinger, T. und Knoppik, C. (2005)**, Sind Nominallöhne starr? Neuere Evidenz und wirtschaftspolitische Implikationen, *Perspektiven der Wirtschaftspolitik 6* (2), 171-188.
- Card, D. und Hyslop, D. (1997)**, Does Inflation 'Grease the Wheels of the Labor Market', in Romer C. D. und Romer D. H. (Hrsg.), Reducing Inflation - Motivation and Strategie, University of Chicago Press, 71-114 [114-122], Chicago.
- Cornelißen, T. und Hübler, O. (2005)**, Downward Wage Rigidity and Labour Mobility, *Discussion Paper 1523*.
- Davidson, R. und MacKinnon, J. G. (2004)**, *Econometric Theory and Methods*, Oxford University Press, New York Oxford.
- Devicienti, F. (2002)**, Downward Nominal Wage Rigidity in Italy: Evidence and Consequences, *Lavoro e Relazioni Industriali 2*, 125-180.
- Devicienti, F., Maida, A. und Sestito, P. (2003)**, Nominal and Real Wage Rigidity: An Assessment Using Italian Microdata, *LABORatorio Riccardo Revelli*, 33.
- Ekberg, J. (2004)**, Nominal wage rigidity and real implications for the Swedish labor market, Stockholm University, mimeo, February.
- Fehr, E. und Goette, L. (2003)**, Robustness and Real Consequences of Nominal Wage Rigidity, Zurich: IERE, 44, Zurich.
- Fehr, E., Goette, L. und Pfeiffer, F. (2002)**, Dimensions and Consequences of Wage Rigidities in Germany, ZEW-Zentrum für europäische Wirtschaftsforschung, mimeo.
- Gordon, R. J. (1996)**, Comment on Akerlof, Dickens and Perry, The Macroeconomics of Low Inflation, *Brookings Papers on Economic Activity 1*, 60-66.
- Green, W. H. (2003)**, *Econometric Analysis*, Pearson Education, Upper Saddle River, New Jersey, New York.
- Hogan, S. (1998)**, What Does Downward Nominal-Wage Rigidity Imply for Monetary Policy? *Canadian Public Policy 24* (4), 513-25.
- Holden, S. (2004)**, The Costs of Price Stability: Downward Nominal Wage Rigidity in Europe, *Economica 71* (282), 183-208.
- Kahn, S. (1997)**, Evidence of Nominal Wage Stickness from Microdata, *American Economic Review 87* (5), 993-1008.

- Knoppik, C. (2001a)**, Nominal Wage Rigidity, *Professorial Dissertation, University of Regensburg*.
- Knoppik, C. (2001b)**, Models with censoring and measurement errors, University Regensburg, mimeo.
- Knoppik, C. (2003)**, Downward Nominal Rigidity in US Wage Data from the PSID - An Application of the Kernel-Location Approach, University of Regensburg.
- Knoppik, C. und Beissinger, T. (2003)**, How Rigid Are Nominal Wages? Evidence and Implications for Germany, *Scandinavian Journal of Economics* 105 (4), 619-41.
- Kuroda, S. und Yamamoto, I. (2003)**, Are Japanese Nominal Wages Downwardly Rigid? (Part II): Examinations Using a Friction Model, *Monetary and Economic Studies* 21 (2), 31-68.
- Lucas, R. (1976)**, *Econometric Policy Evaluation: A Critique*, in K. Brunner und A. Melzer (Hrsg.), *The Phillips Curve and Labour Markets*, Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy, 1, 19-46.
- Mankiw, N. G. (1996)**, Comment on Akerlof, Dickens and Perry, *The Macroeconomics of Low Inflation*, *Brookings Papers on Economic Activity* 1, 66-70.
- McLaughlin, K. J. (1994)**, Rigid Wages? *Journal of Monetary Economics* 34 (3), 383-414.
- Pfeiffer, F. (2003)**, Ausmass und Konsequenzen von Lohnrigiditäten, *Mitteilungen aus der Arbeitsmarkt- und Berufsforschung* 36 (4), 616-33.
- Shea, J. (1997)**, *Comment on Card and Hyslop*, in C. D. Romer und D. H. Romer (Hrsg.), *Reducing Inflation: Motivation and Strategy*, University of Chicago Press, 114-121, Chicago.
- Smith, J. C. (2000)**, Nominal Wage Rigidity in the United Kingdom, *Economic Journal* 110 (462), C176-95.
- Steiner, V. und Wagner, K. (1996)**, Has Earnings Inequality in Germany Changed in the 1980's? *Zeitschrift für Wirtschafts- und Sozialwissenschaften* 118, 29-59.
- Tobin, J. (1972)**, Inflation and Unemployment, *American Economic Review* 62, 1-18.